

Tesis de Posgrado

Estudio de las singularidades climáticas en series de temperaturas del noroeste argentino

Minetti, Juan Leonidas

1991

Tesis presentada para obtener el grado de Doctor en Ciencias
Meteorológicas de la Universidad de Buenos Aires

Este documento forma parte de la colección de tesis doctorales y de maestría de la Biblioteca Central Dr. Luis Federico Leloir, disponible en digital.bl.fcen.uba.ar. Su utilización debe ser acompañada por la cita bibliográfica con reconocimiento de la fuente.

This document is part of the doctoral theses collection of the Central Library Dr. Luis Federico Leloir, available in digital.bl.fcen.uba.ar. It should be used accompanied by the corresponding citation acknowledging the source.

Cita tipo APA:

Minetti, Juan Leonidas. (1991). Estudio de las singularidades climáticas en series de temperaturas del noroeste argentino. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires. http://digital.bl.fcen.uba.ar/Download/Tesis/Tesis_2410_Minetti.pdf

Cita tipo Chicago:

Minetti, Juan Leonidas. "Estudio de las singularidades climáticas en series de temperaturas del noroeste argentino". Tesis de Doctor. Facultad de Ciencias Exactas y Naturales. Universidad de Buenos Aires. 1991. http://digital.bl.fcen.uba.ar/Download/Tesis/Tesis_2410_Minetti.pdf

EXACTAS UBA

Facultad de Ciencias Exactas y Naturales



UBA

Universidad de Buenos Aires

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS EXACTAS Y NATURALES

T e m a d e T e s i s

ESTUDIO DE LAS SINGULARIDADES CLIMATICAS
EN SERIES DE TEMPERATURAS DEL NOROESTE ARGENTINO

Autor: Juan Leonidas Minetti

Director de Tesis: Dr. Walter Mario Vargas

Lugar de Trabajo: Centro de Investigaciones San Juan (CONICET)

Tesis presentada para optar al Título de
Doctor en Ciencias Meteorológicas

1 9 9 1

UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES
FACULTAD DE CIENCIAS EXACTAS Y NATURALES

T e m a d e T e s i s

ESTUDIO DE LAS SINGULARIDADES CLIMATICAS
EN SERIES DE TEMPERATURAS DEL NOROESTE ARGENTINO

Autor: Juan Leonidas Minetti

Director de Tesis: Dr. Walter Mario Vargas

Lugar de Trabajo: Centro de Investigaciones San Juan (CONICET)

Tesis presentada para optar al Título de
Doctor en Ciencias Meteorológicas

1 9 9 1

*Tesis.
2410
y. 2.*

A Susana A. Juárez, mi esposa.

A Leonidas, Verónica, Astrid y
Juan Cruz, mis hijos.

A la memoria de mi padre, Cristóbal
Minetti.

Y a Ana María Michela, mi madre.
También a todos aquellos quienes
de un modo u otro alentaron este
trabajo.

C O N T E N I D O

1. AGRADECIMIENTOS.
2. INTRODUCCION.
3. SOBRE LOS DATOS UTILIZADOS.
4. CONTROL DE DATOS.
5. LAS SERIES DE TEMPERATURAS MEDIAS MENSUALES Y ANUALES.
HOMOGENEIDAD. ESTADISTICOS. FLUCTUACIONES.
6. LA MARCHA ANUAL.
7. ESTADISTICOS DIARIOS DE TEMPERATURAS.
8. FILTRO DE LA MARCHA ANUAL.
9. ESTUDIO DE LA PERSISTENCIA.
 - a) AUTOCORRELACIONES
 - b) CORRELACIONES
10. DIAS PRECURSORES Y ESTRUCTURAS TERMICAS INTRAESTACIONALES.
11. PRECURSORES Y CONDICIONES DE BORDE.
12. SINGULARIDAD CLIMATICA INTRAESTACIONAL Y CIRCULACION REGIONAL.
13. CONCLUSIONES.
14. LITERATURA CITADA.

1. AGRADECIMIENTOS.

El autor de esta tesis agradece especialmente la colaboración de las siguientes personas e Instituciones:

- Dr. Walter Mario Vargas por la paciencia y dedicación puestas en este trabajo.
- Ing. Agr. Eduardo Mario Sierra y María Elena Fernandez Long por el laborioso trabajo computacional de gran parte de esta tesis.
- Sus compañeros de equipo en diversos aspectos: a los Profesores Martha Concepción Carletto y Arnobio Germán Poblete por el apoyo estadístico-matemático, a Ana María Robín y Janina Cecilia Arturo por su trabajo en el procesador de textos y dactilografiado.
- Su familia por el apoyo espiritual, aliento y paciencia por el tiempo no compartido para realizar esta tesis.
- La Estación Experimental Agroindustrial Obispo Colombres de Tucumán, por haberle facilitado la información termopluviométrica diaria de San Miguel de Tucumán y por el permanente apoyo moral y material de sus autoridades y compañeros de trabajo.
- La Universidad de Buenos Aires por el valioso apoyo computacional, sin el cual no podría haber realizado un trabajo climatológico de esta envergadura.
- El Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas por la financiación parcial de este trabajo.
- El Servicio Meteorológico Nacional por la información sinóptica y climática suministrada.
- Todos aquellos a quienes no cita, pero que de un modo u otro han colaborado con él en esta experiencia.

2. INTRODUCCION.

Los eventos climáticos adversos de la década de 1950 afectaron de tal manera a la provincia de Tucumán, que la sumergieron en una profunda crisis socioeconómica, cuyas secuelas aún perduraban en la década de 1960, Minetti et al. (1982).

El efecto de estas condiciones adversas del clima, sobre una zona marginal para el cultivo de caña de azúcar, impactó desfavorablemente sobre la sociedad en su conjunto. Esto quedó demostrado en la secuencia de acciones políticas y tecnológicas llevadas a cabo en las décadas siguientes, según se describe en el trabajo citado.

Desde el punto de vista tecnológico, las principales acciones consistieron en el emprendimiento de estudios sobre la variabilidad del medio ambiente físico, con análisis más precisos sobre el clima y el suelo. También se iniciaron estudios biológicos sobre el desarrollo de variedades de mayor resistencia y plasticidad a la variabilidad ambiental.

Así, la década de 1960 inauguró una época de decidida acción en los estudios agroclimáticos llevados a cabo en la Estación Experimental Agrícola de Tucumán (EEAT), Aso y Fogliata (1963), Fogliata (1966). En esa década también se difundieron nuevas variedades de caña de azúcar, algunas de las cuales eran resultado del Programa de Mejoramiento Fitotécnico, Mariotti et al. (1977).

En un principio los logros obtenidos permitieron avanzar rápidamente hacia un manejo más racional del cultivo en la región, y los rendimientos agrícolas e industriales mejoraron sensiblemente en la década de 1960. Pero una vez superados los principales problemas tecnológicos que tenían origen en un inadecuado conocimiento del clima, cualquier progreso que se podía realizar tendiente a mejorar los rendimientos exigía un mayor esfuerzo en el conocimiento del ambiente físico, Minetti y Fogliata (1975), Minetti y Neder (1979), Minetti et al. (1982a); como así también en el conocimiento de la respuesta varietal a las fluctuaciones del ambiente, Scandaliaris y Mariotti (1978).

En esta segunda etapa del conocimiento desarrollado en la EEAT, se encontraron detalles muy específicos de las variedades interviniendo en los procesos de crecimiento y maduración de la caña de azúcar, algunas de ellas íntimamente vinculadas con la variabilidad

interdiurna de la temperatura en mayo, Minetti et al. (1982a). Profundizando la búsqueda se encontró que este comportamiento estaba a su vez, fuertemente asociado a la llamada singularidad térmica del mes de mayo, descripta por Schwerdtfeger (1951) cuando trataba las bases para el pronóstico a medio plazo de la temperatura otoñal.

En los comienzos de la década de 1980 se inauguró la tercera etapa del conocimiento meteorológico-climático en la Estación Experimental Agroindustrial Obispo Colombres (EEAOC, antes EEAT), cuando se comenzó la exploración sobre la posibilidad de predecir la intensidad del frío invernal con sus heladas, para tratar de producir contribuciones al desarrollo racional del proceso de zafra e industrialización de la caña de azúcar.

En esta etapa se exploró la posibilidad de encontrar determinados comportamientos intraestacionales de las temperaturas del otoño, que fueran patrones de situaciones frías o atemperadas en el epicentro invernal, Minetti y Suárez (1982).

De esta última experiencia surgió la necesidad de revisar con detalle los orígenes del conocimiento sobre las singularidades climáticas y precursoras de las condiciones estacionales, estudio que desembocó en la hoy poco conocida escuela climatológica de Franz Baur. Este investigador alemán, había desarrollado en las décadas de 1930-40 los conceptos básicos de "Larga escala", "meteorología de largo alcance", "calendario de singularidades" y "reglas físicas estadísticas de pronóstico", Lamb (1973). Este autor ensaya una explicación sintomatológica para explicar la existencia de diversos modelos de circulación que se desarrollan en los primeros meses de la estación fresca, y que suelen determinar el carácter de la estación venidera. Así, modelos de circulación fueron asociados con la distribución de superficies frías y cálidas en grandes regiones geográficas del Hemisferio Norte, hipótesis que no difiere de la sustentada por Namias (1963) y Smagorinsky (1975). Estos investigadores aseguran que un conocimiento climatológico de la temperatura del mar (SST) es necesario para el pronóstico, cuando la escala temporal de la predicción se extiende.

Los conocimientos de la escuela de Baur se expandieron en el Hemisferio Norte en las décadas siguientes, y se observó una cantidad apreciable de usos prácticos en el pronóstico del tiempo de lar-

go plazo: en Alemania, Baur (1956)(1958); en EE.UU. de Norte América, Weather Bureau (1965) y Namias (1952)(1954); en Inglaterra, Hay (1967) y en URSS, Borisova y Rudiceva (1968), entre otros.

También en esas décadas se incrementó el conocimiento sobre climatología sinóptica y tipos de circulación en escala hemisférica y regional, Namias (1950), Schwerdtfeger (1951), Rex (1950), Grandoso y Núñez (1955) y Webster y Keler (1975), entre otros.

Diversos motivos inhibieron el desarrollo de esta línea de investigación en las décadas de 1960-70, pero básicamente tenían que ver con la imposibilidad de profundizar el conocimiento por falta de un método poderoso de simulación física, que surgió a posteriori con el desarrollo de los modelos para el pronóstico numérico y sus mejoras, con los modelos de circulación general; y más recientemente aún, con los de interacción océano-atmósfera, Paegle y Baker (1983) y Paegle (1989), entre otros.

Las conceptualizaciones sobre la incidencia de los forzantes externos en el subsistema atmosférico debidas a Namias (1963), Lamb (1973), Leith (1973)(1978) y Smagorinsky (1975) fueron simulados positivamente en la década de 1980 con modelos de gran escala, Kálnay (1989).

Los finales de las décadas de 1970 y 1980 se inauguraron con una gran cantidad de trabajos en climatología sobre la interacción océano-atmósfera y las evoluciones futuras del clima en el largo plazo para grandes regiones de la Tierra, debidas al forzante originado por cambios en las condiciones de borde en diversas fases del ciclo ENSO, Quinn et al. (1978), Rasmusson y Carpenter (1982), Ropelewski y Halpert (1987).

Este trabajo de tesis trata de revalorizar los conocimientos originales surgidos en las décadas de 1930-40 por la escuela de Baur, verificar la hipótesis sugerida por Lamb (1972), y abrir una línea de investigación destinada a la búsqueda de condiciones precursoras sobre determinadas condiciones térmicas o hídricas en la región agropecuaria argentina.

Lamb (1973) y Kálnay (1989) han sugerido que el pronóstico numérico es una poderosa herramienta para el pronóstico de corto plazo y resaltan a los métodos estadísticos como los más adecuados en el largo plazo. Esta tesis trata de aportar algunos conocimientos sobre el problema de la predicción estacional en nuestro país.

3. SOBRE LOS DATOS UTILIZADOS

La primera etapa de este trabajo se ha realizado utilizando la serie más extensa de datos termométricos existente en el Noroeste Argentino (NOA), abarcando el período 1889-1987, con 99 años. Esta información corresponde a la localidad de San Miguel de Tucumán, ubicada según se ve en la figura 1, en $26^{\circ}48'S$, $65^{\circ}12'W$ de G. y 481 m snm, durante el período 1911-87. La información anterior a 1911 corresponde a otra localización, en plena ciudad, según consta en la figura 2.

El primer período de observación de estos datos de superficie, fue realizado principalmente por el Dr. Miguel Lillo, y los resultados de esta fueron publicados por UNT (1936) abarcando al período 1889-1935. El período reciente de mayor longitud (1911-87) fue medido en la Estación Experimental Agrícola de Tucumán (EEAT) (hoy Estación Experimental Agroindustrial Obispo Colombres-EEAOC), con la ubicación declarada anteriormente en el suburbio norte de la ciudad. El período superpuesto de 1911-35 entre ambas estaciones meteorológicas, ha permitido extender la serie de 1911-87 al período 1889-1987 mediante algunas correcciones en los datos mensuales y anuales de las series.

En el caso del tratamiento de las series diarias, se ha preferido no mezclar los datos de ambas, ya que el período 1911-87 de 77 años era suficiente para el tratamiento estadístico propuesto.

Las series tratadas corresponden a las de temperaturas máximas, mínimas y medias, estas últimas estimadas como el promedio de ambas.

4. CONTROL DE DATOS

La calidad de los datos utilizados en este trabajo ha sido analizada mediante metodologías subjetivas y objetivas.

(a) Por el primer método, antes y después de grabación en soporte magnético, los datos han sido controlados en forma individual.

(b) En el segundo caso, el volumen de información imponía un control más severo y automático de identificación de datos dudosos. Los problemas encontrados se debían a la omisión de datos en algunos casos (i), y a errores aleatorios (ii) o sistemáticos (iii) en otros.

(i) Omisión del dato: en los casos en que este problema resultó ser



Figura 1: Ubicación geográfica de la localidad de San Miguel de Tucumán con series de temperaturas analizadas en este trabajo (1). Se identifican además, otras regiones citadas como la cuenca del río San Juan (2) y la región oceánica lindera con el NW de Sudamérica, involucrada en el fenómeno de El Niño (3).

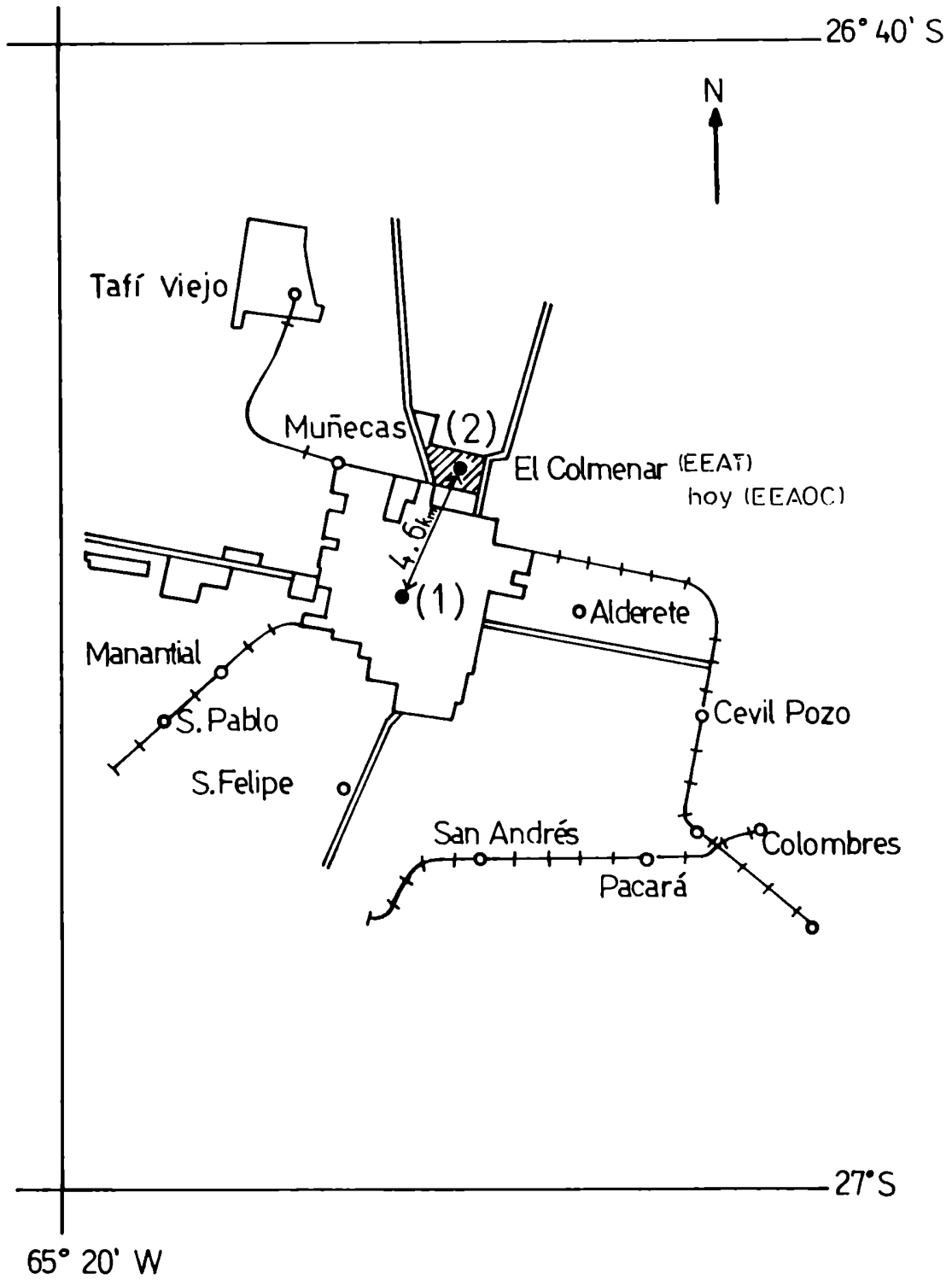


Figura 2: Localización de la Estación Meteorológica de San Miguel de Tucumán, desde 1889-1935 en la zona urbana (Instituto Lillo)(1), y en el período 1911-87 en la zona suburbana (Estación Experimental Agroindustrial Obispo Colombres) (2).

importante para el tratamiento estadístico, se procedió de la siguiente manera. Cuando el dato faltante tenía sus correspondientes en los días anterior y posterior (la gran mayoría), se rellenó con el promedio de ambos; y cuando había un grupo de datos faltantes, la serie era desestimada para tratamientos cronológicos.

(ii) Errores aleatorios: primero se realizó un control absoluto, verificando que los datos se encontraran dentro de límites absolutos. Luego se realizó un control estadístico para la identificación de datos dudosos.

Para este propósito se comparó cada dato con la serie suavizada, que según Tukey aprovecha la robustez de la mediana como estimador de la media (en una distribución simétrica), y se basa en estimar la serie suavizada aplicando dos veces la mediana a la serie original, Necco (1984).

El procedimiento se realiza en cuatro etapas, a saber:

1ro: se construye una nueva secuencia x_i' , a partir de los datos originales x_i , tomando la mediana de cada cinco datos móviles.

2do: con la serie x_i' se realiza nuevamente el mismo procedimiento, pero tomando tres valores adyacentes, lo que da una serie x_i'' .

3ro: se aplica un filtro de Hann a la serie x_i'' , obteniendo una serie de x_i''' , donde:

$$x_i''' = 0.25 x_{i-1}'' + 0.5 x_i'' + 0.25 x_{i+1}'' \quad (1)$$

4to: se analiza posteriormente la secuencia $x_i - x_i'''$, identificando y extrayendo para su verificación, eliminación o relleno los datos que cumplan:

$$| x_i - x_i''' | \geq C \quad (2)$$

donde: $C = 3 \hat{s}$ o $4 \hat{s}$ de los $\Delta = x_i - x_i'''$; \hat{s} = desvío típico

Los datos apartados para su inspección, que eran iguales o mayores que el límite "C", no siempre resultaban ser errores. Algunos de ellos correspondían a situaciones meteorológicas extremas, como por ejemplo aquellas originadas por un proceso "tipo zonda".

(iii) Errores sistemáticos: el algoritmo (3) describe los errores

que pueden contener las series y que serían los siguientes:

$$x_i = x_r + E_a + E_s \quad (3)$$

donde: x_i = dato

x_r = dato real

E_a = error aleatorio

E_s = error sistemático

El método anterior (2) detecta los datos dudosos muy alejados del comportamiento "normal", y que alteran a los primeros momentos de las distribuciones de probabilidades, en tanto se supone que otros errores aleatorios menores no serían detectados, ni afectan singularmente el análisis estadístico.

En el caso particular de los errores sistemáticos (E_s), estos podrían deberse a las siguientes fuentes:

$$E_s = E_i + E_a + E_e \quad (4)$$

donde: E_s = error sistemático

E_i = error instrumental variable con el tiempo que adiciona pequeños saltos, que son funciones transcientes o escalón con el tiempo, Yevjevich (1972a) y que se deben a un ineficaz control con termómetros subpatrones, o pérdida de contraste por envejecimiento del instrumento.

E_a = error sistemático debido a cambios en el medio ambiente, de la cubierta vegetal y arbórea adyacente a la estación, crecimiento de la zona urbana sobre la estación, densificación de la construcción en ciudades, y cualquier otro efecto que haga variar el balance de energía radiante y la circulación en micro y mesoescala, en el área de la estación meteorológica, Mitchell (1953)(1956) ha publicado algunos trabajos sobre estos efectos en las series.

E_e = error debido a la exactitud de la variable observada, mejorada sensiblemente en el transcurso del siglo. Hoffmann (1970) ha tratado este aspecto en las series de precipitaciones, donde este error es frecuente de encontrar. En este caso el E_e se supone despreciable, debido a que en ambos periodos, en 1889-1910 y 1911-1987, la observación ha sido realizada primero por científicos calificados, posteriormente por el bibliotecario de la Estación Ex-

perimental, y continuada por observadores profesionales después, lo que hace suponer que se trata de una serie confiable por el nivel de instrucción de sus observadores.

Por otra parte las series de temperaturas observadas en estaciones meteorológicas del Servicio Meteorológico Nacional (SMN) para la región contiene inhomogeneidades debidas a los cambios de ubicación de éstas (ver estadísticas climatológicas período 1931-60). En un estudio de homogeneidad relativa, estos cambios de localización se muestran como saltos artificiales del promedio, condición que se trata de excluir en las series por estudiar, precisamente porque se desean detectar saltos climáticos naturales. En este caso la definición de salto climático se presenta más adelante.

Por lo anunciado anteriormente es que el autor de esta tesis utiliza las series de temperaturas de la EEAOC, que no excluyen ciertas inhomogeneidades, como por ejemplo, la del efecto que produciría el crecimiento de la ciudad sobre la EEAOC, que es de más fácil filtro.

El nivel de confianza que se tiene de las series surgen de los estudios de homogeneidad relativa realizados a las series mensuales y anuales, metodología que permite detectar cambios bruscos o lentos del promedio y la existencia de errores aleatorios, WMO (1966). La serie testigo para el control fue la generada por la estación del SMN en San Miguel de Tucumán, ubicada en las cercanías de la EEAOC.

E_1 es un error del cual no se puede dar cuenta con el tiempo, debido a la falta de historia del instrumento empleado.

En el tratamiento de los datos de presión atmosférica diaria, éstos han sido diferenciados con dos localidades vecinas y tratados con pruebas de homogeneidad relativa y control de datos apartados en más de $\bar{x} \pm 3\hat{s}$ (con \hat{s} = desvío típico del conjunto de diferencias de presión).

5. LAS SERIES DE TEMPERATURAS MEDIAS MENSUALES Y ANUALES.

HOMOGENEIDAD. ESTADÍSTICOS. FLUCTUACIONES.

Las figuras 3, 4 y 5 muestran a las series de temperaturas máxima media (TMM), media (TM) y mínima media (TmM) mensuales para enero, julio y año en los períodos 1889-1910 y 1911-87 de San Miguel

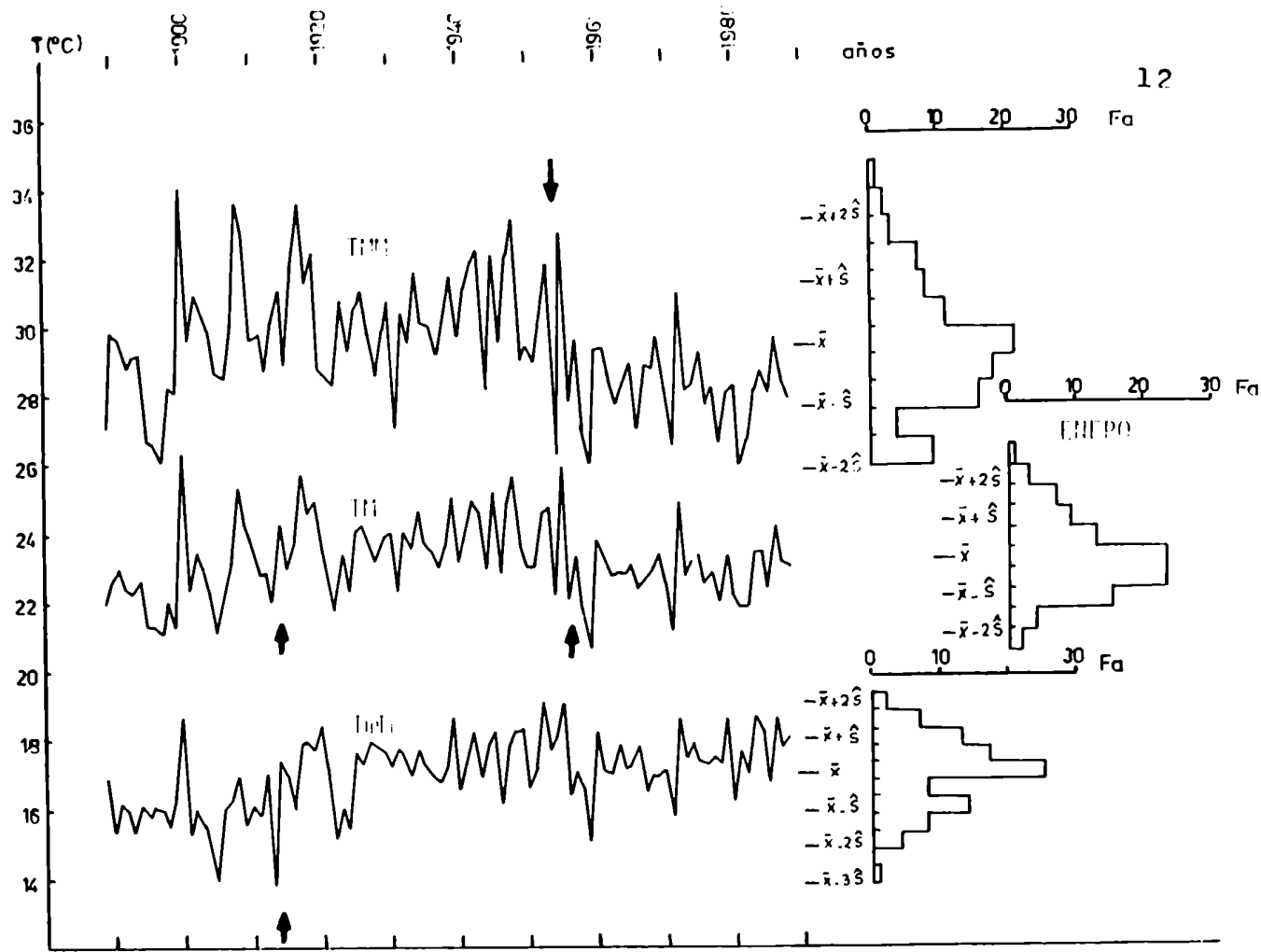


Figura 3: Marcha temporal de las temperaturas máximas medias (TMM), temperatura media (TM) y temperatura mínima media (TmM) de enero en SMT.

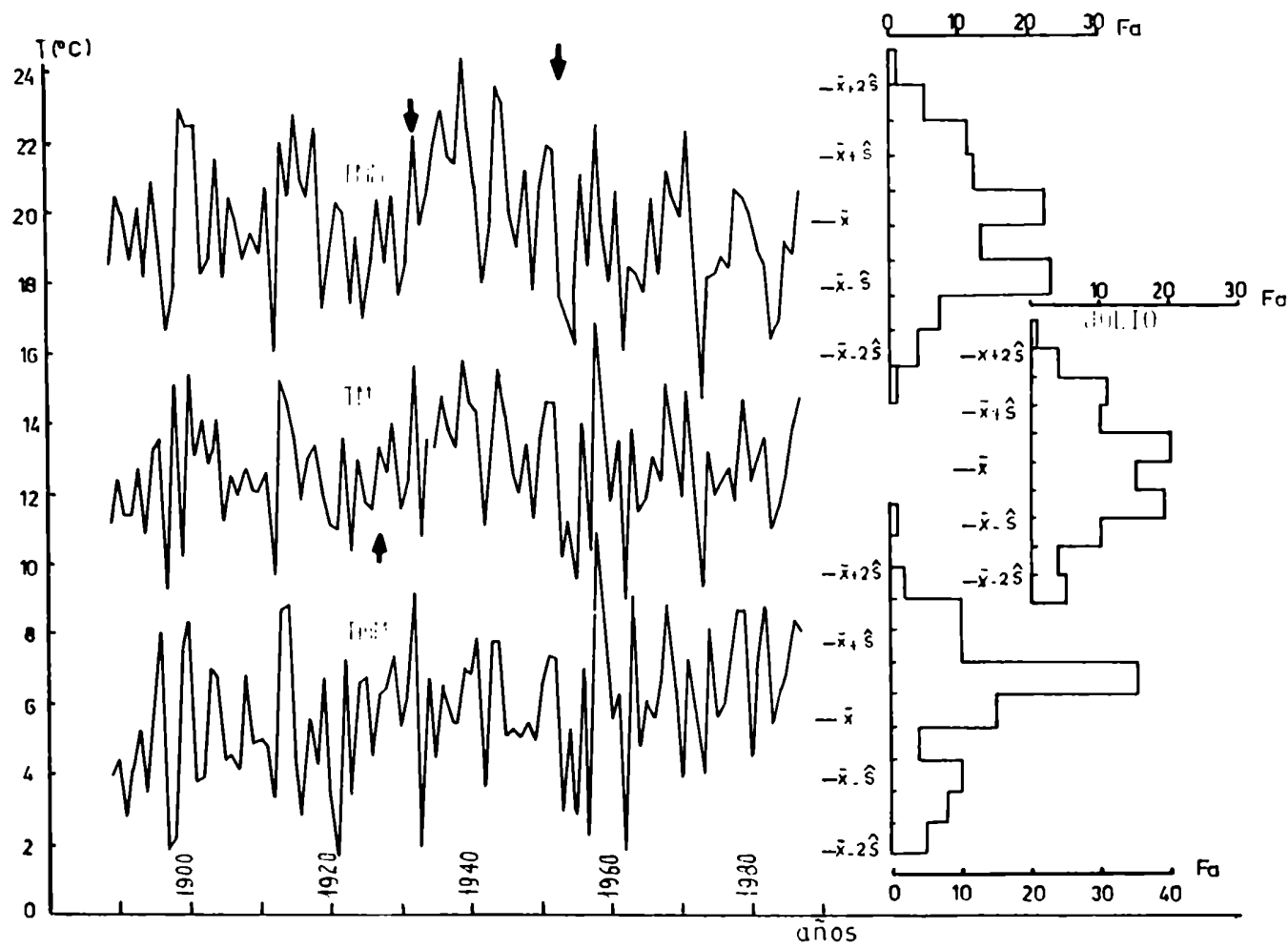


Figura 4: Idem Figura 3, para el mes de julio. Se presenta además en ambas figuras a la derecha, los histogramas de frecuencias absolutas con límites de \pm uno y dos desvíos típicos, y con flechas en las figuras, las fechas con probables saltos climáticos.

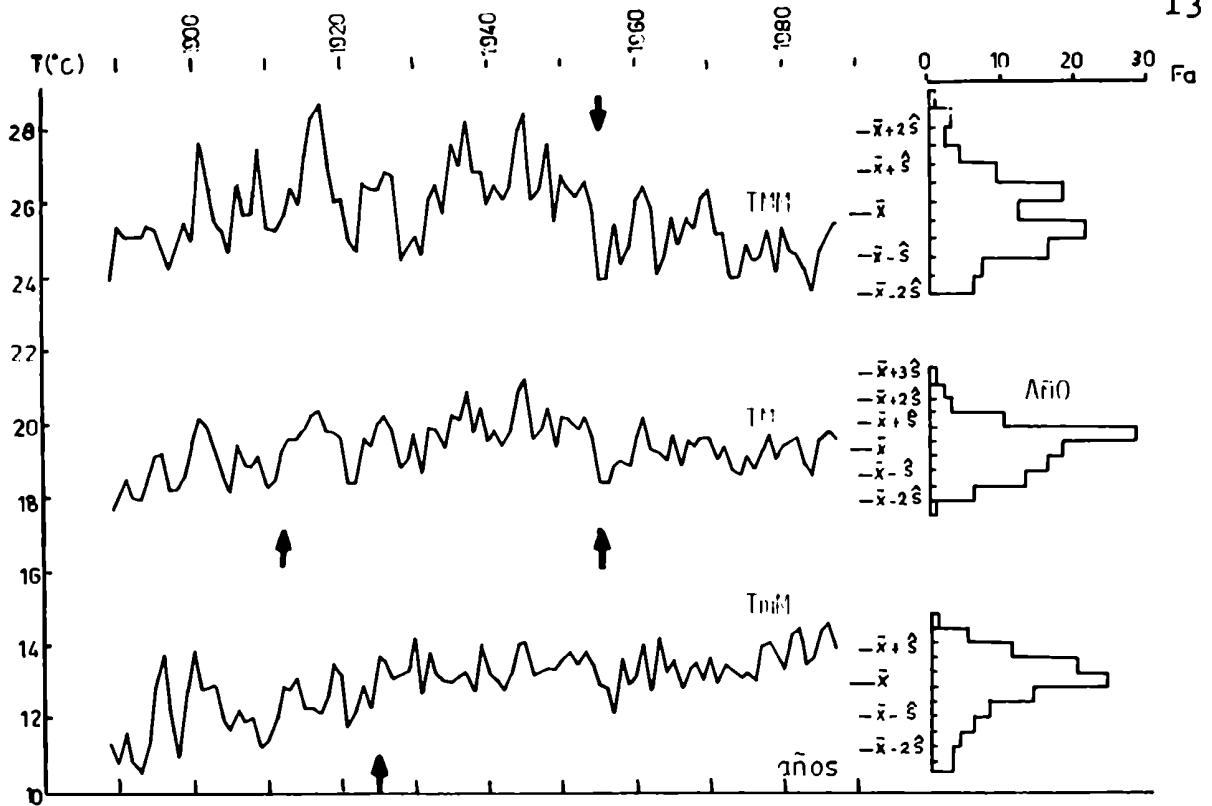


Figura 5: Marcha temporal de las temperaturas máximas medias, medias y mínimas medias para el año en SMT. Se indican con flechas, las fechas probables de saltos climáticos, y a la derecha los histogramas de frecuencias absolutas con límites de \pm uno y tres desvíos típicos.

C U A D R O 1

Estadísticos de las series de temperaturas observadas en las estaciones meteorológicas del Instituto Lillo (IL) y de la Estación Experimental Agrícola de Tucumán (EEAT), a partir de ahora denominada San Miguel de Tucumán (SMT). Período 1911-35.

Variable	Mes	Centralización (\bar{X})		Desvío (s)		Diferencia Δ (SMT-IL)	Correlación "r"
		IL	SMT	IL	SMT		
TMM	enero	31.50	32.10	1.84	1.39	+0.6	0.393'''
TM	enero	25.9	25.6	0.95	0.92	-0.3	0.577'''
TmM	enero	20.0	19.0	0.91	1.04	-1.0	0.481'''
TMM	julio	19.6	19.8	1.56	1.82	+0.2	0.607'''
TM	julio	13.0	12.6	1.59	1.47	-0.4	0.836'''
TmM	julio	6.3	5.5	2.19	2.03	-0.8	0.865'''
TMM	año	26.1	26.2	1.01	1.07	+0.1	0.617'''
TM	año	19.9	19.5	0.62	0.58	-0.4	0.358''
TmM	año	13.8	12.9	0.82	0.61	-0.9	0.473'''

NOTA:

TMM = temperatura máxima media

TM = temperatura media

TmM = temperatura mínima media

('') y (''') correlaciones significativas al 1% y al 10/100 respectivamente.

de Tucumán.

Para la homogenización de ambos periodos se utilizó la información simultánea del periodo 1911-35, aplicándose los desvíos medios obtenidos del cuadro 1.

En este cuadro se puede observar que aunque las correlaciones entre ambas localidades son altamente significativas por distar una de la otra 4.6 km, la varianza explicada por la regresión en los casos de las TMM(E) , Tmm(E) y TM(Año), son inferiores al 50%, lo que impide el uso del método regresivo para una homogenización en el periodo anterior a 1911. El uso de las diferencias observadas en el periodo 1911-35 en la homogenización garantiza la conservación de la variabilidad aperiódica sobre la cual se pondrá énfasis en este trabajo, Koëppen (1948).

También del cuadro 1 se puede inferir preliminarmente algunos efectos urbanos sobre los datos térmicos. La estación (IL) muestra una temperatura máxima levemente inferior que la suburbana (EEAT). Además parece ser importante el control que ejerce la ciudad sobre la temperatura mínima media, con apartamientos que igualan o superan los $+0.8^{\circ}\text{C}$ en enero, julio y año, constituyendo una de las principales señales de variación en el largo plazo que se espera encontrar en el estudio.

La otra variación de largo plazo importante que se observa en la TMM de (E), (J) y (Año) es de forma no lineal, con un crecimiento desde fines del siglo pasado hasta la década del 40, y un posterior enfriamiento hasta el presente. Esta variación está asociada a las condiciones hídricas recientemente registradas en el periodo instrumental en el subtrópico continental argentino, Minetti (1981 a,b), Minetti y Vargas (1983a,b) y Minetti et al.(1987).

El cuadro 2 muestra las asociaciones directas existentes entre la nubosidad y la precipitación sobre la TMM, regulándola por intermedio del balance de energía en onda corta, Sellers (1965) y el enfriamiento evaporativo de la precipitación en una región cuasi-tropical, Riehl (1965).

En (5) se ve que cada 100mm de crecimiento en la precipitación de enero, la TMM(E) decrece casi 1°C . El análisis de julio (8) carece de sentido, ya que este mes se ubica en la estación seca con escasas precipitaciones por una parte, y por otro lado los eventos de precipitación (RR(J)) son marcadamente asimétricos, invalidando

el análisis de regresión y correlación que requiere distribución normal en sus variables, Conrad y Pollak (1950).

En el caso particular de la heliofania efectiva, u horas reales de Sol, al ser indicadora de la nubosidad diurna, muestra un control más efectivo de la TMM(J) que en (E), explicando el 24% y 16.7% respectivamente de las varianzas de las temperaturas máximas (período 1917-87 con interrupciones). Es importante destacar que en este caso, al ser la variable la heliofania efectiva y no la relativa, hay que tener en cuenta que la duración del día en julio disminuye con respecto a enero, por lo tanto una hora de nubosidad es más importante en julio que en enero.

Sin embargo, ninguna de las dos variables que tienen marchas temporales coherentes con la temperatura máxima, figuras 6 y 7, alcanzan a explicar un buen porcentaje de la variabilidad de ésta. En este caso las varianzas explicadas por la precipitación y la nubosidad no se pueden adicionar, debido al efecto de colinealidad entre las variables explicativas o independientes, Frank (1983).

De esta conclusión primaria, se infiere que existen otras variables importantes en juego que determinan la fluctuación de la temperatura, como por ejemplo, la debida a la advección meridional de masas de aire en la Argentina, como las sugeridas por Minetti et al.(1987). Además se supone que la precipitación media en SMT es representativa de una región reducida, en tanto que la temperatura es una variable más representativa de grandes escalas.

El cambio visible en la temperatura máxima experimentado durante la década de 1950 y que afectó al promedio temporal de largo plazo, es más notable en la precipitación total anual, figura 8.

Algunas metodologías objetivas para la determinación de heterogeneidades naturales ocurridas en series de variables climáticas, tales como saltos, tendencias o fluctuaciones de ondas largas, han sido sugeridas por Yamamoto et al.(1985), Yamamoto et al.(1986), Yamamoto et al.(1987a) y Yamamoto (1987). Estas ideas parten de los trabajos de Lorenz (1968)(1976). Lorenz (1975), analizando la predictibilidad(+) climática, acepta la posibilidad de que las series temporales de variables climáticas puedan contener inhomogeneidades, que respondan a funciones transcientes de tipo salto o escalón (climatic jump), y que serían el resultado de un comportamiento no (+)predictibilidad o predecibilidad

C U A D R O 2

Regresiones y correlaciones de la temperatura máxima con la precipitación y la heliofanía efectiva en SMT'.

TMM (E) = 33.1 - 0.0095 RR(E)	r = 0.456'''	N=100 (5)
TMM (E) = 26.7 + 0.66 H(E)	r = 0.408'''	N= 63 (6)
TMM (J) = 14.5 + 0.89 H(J)	r = 0.492'''	N= 65 (7)
TMM (J) = 20.2 - 0.054 RR(J)	r = 0.316''	N= 99 (8)

NOTA:

La correlación (8) está afectada porque la distribución de probabilidades de los eventos de precipitación RR(J) es marcadamente asimétrica.

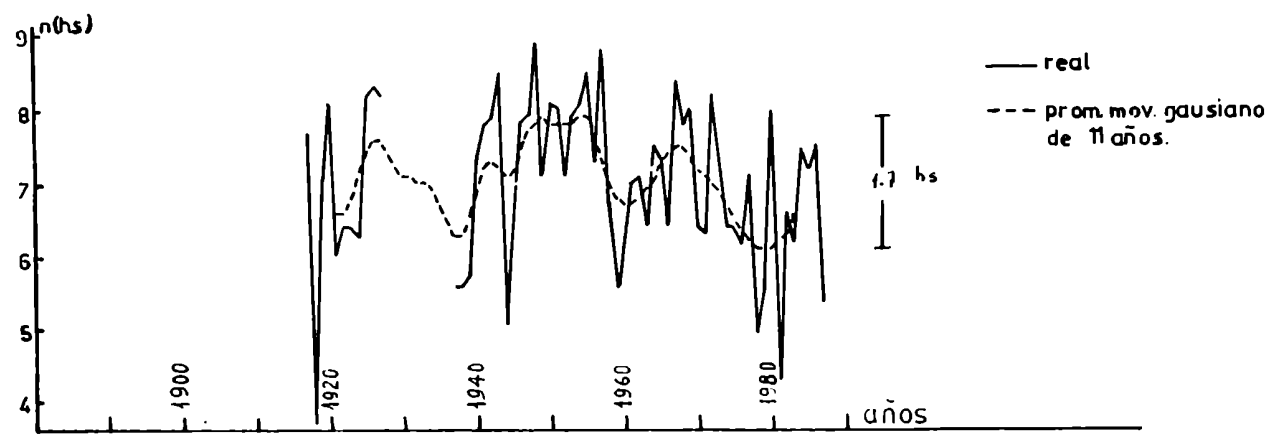


Figura 6: Marcha temporal de la heliofanía efectiva de enero en SMT, y promedio móvil gaussiano de 11 años (x).

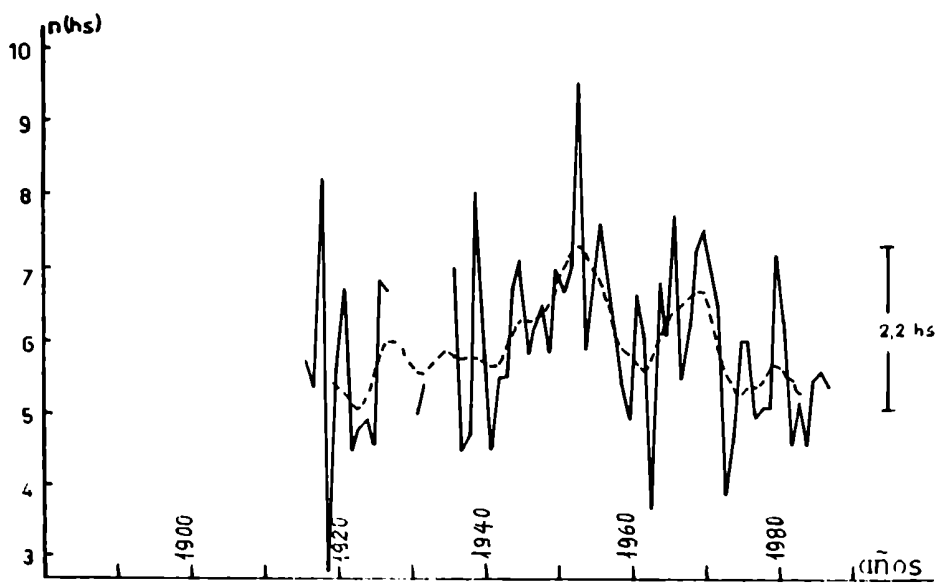


Figura 7: Idem Figura 6 para el mes de julio (x)

NOTA:(x)El período sin información fue rellenado con el promedio de la serie.

lineal del sistema climático.

Este comportamiento del sistema ha sido definido por Lorenz como cuasi-intransitivo, y da lugar a que las variables atmosféricas presenten sus estadísticos diferentes en largos períodos de tiempo, pero no para siempre, representando a diferentes estados de equilibrio relativo. Resultados semejantes han sido observados en los modelos numéricos que presentan para idénticas condiciones iniciales, diferentes soluciones estables, Fultz et al.(1959), Iwashima et al.(1986) y otros, corroborando lo observado en la naturaleza.

Yamamoto et al.(1987a) indica como metodología para la detección del salto climático, el uso del algoritmo (5) que da la relación señal/ruido de la siguiente manera:

$$Y = S/N_p = (M_b - M_a)/(C_{pb} + C_{pa}) \quad (5)$$

donde: S/N_p = relación señal/ruido con probabilidad $p(\%)$

M_b y M_a = promedios de las series antes y después de ocurrido el salto climático.

$$C_p = \hat{s}_x^2 t_q^2 / (N-1) \quad (6)$$

donde: C_p = límite de confianza de probabilidad $p(\%)$ (ej. Hoel, 1978)

\hat{s}_x^2 = desvío típico de la muestra \hat{s}_a^2 o \hat{s}_b^2

t_q = valor de la distribución "t-Student" con la probabilidad $q(\%) = (100-p)$

N = tamaño de la muestra (a = después; b = antes) de ocurrido el cambio o salto

Yamamoto et al.(1987a) sugiere el análisis de la relación señal/ruido mediante el tratamiento de dos series de $N = 20$ años consecutivos, móviles en desplazamientos de un año en el caso de la temperatura.

En este trabajo se utilizó el mismo criterio debido a que las series de temperaturas no presentan mucha variabilidad y sesgo, que afecte al valor medio en su eficiencia como predictor climático normal, Sabin y Shulman (1985), no así en el caso de la precipitación donde los efectos mencionados son importantes, con valores crecientes hacia zonas áridas, Beaumont (1957), Minetti et al.(1986). En esta variable se tomó $N = 30$ años para el análisis.

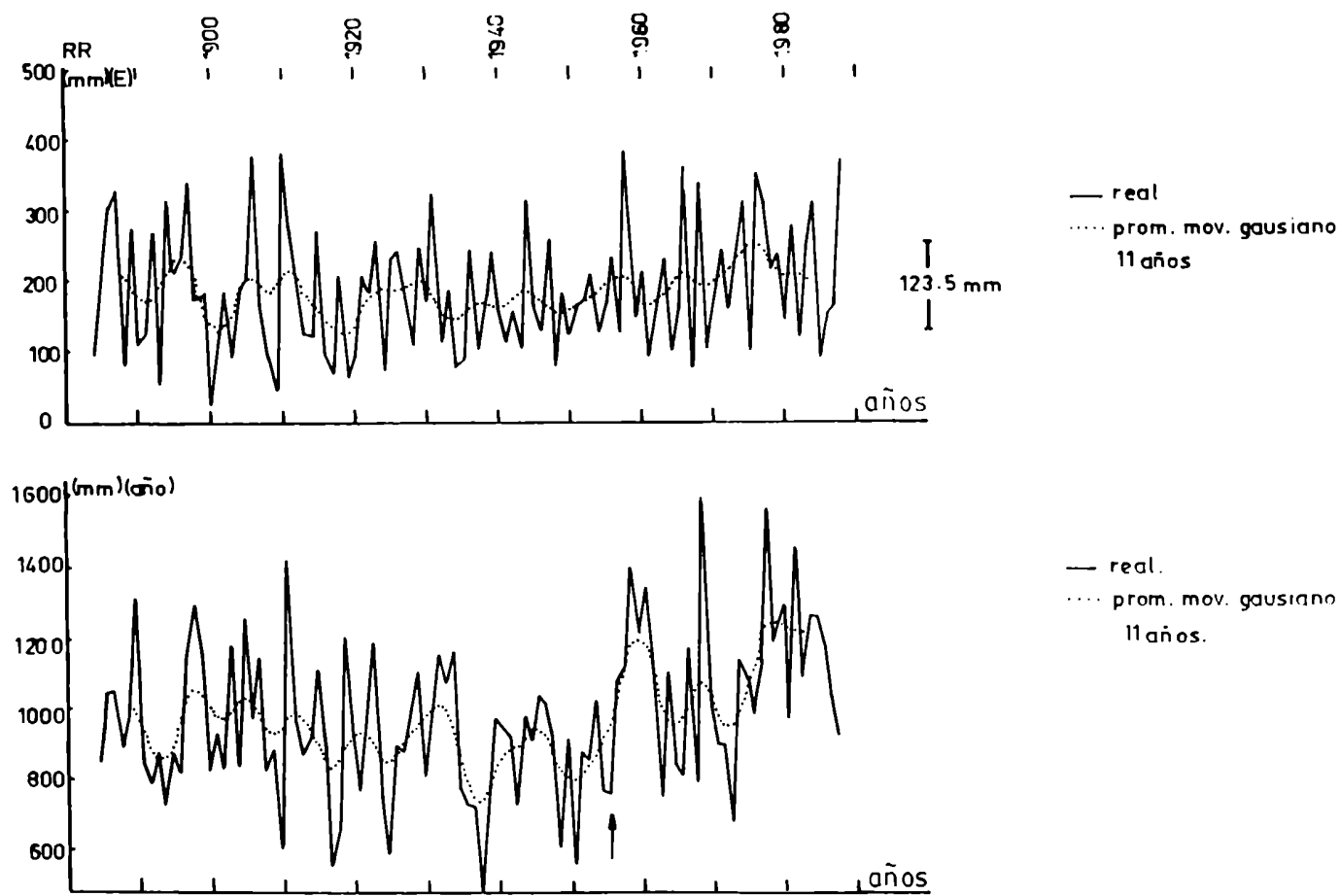


Figura 8: Marcha temporal de la precipitación en San Miguel de Tucumán; (arriba) del mes de enero, (abajo) el total anual. Período 1884-1987. En el total anual puede verse el salto climático de 1955, con crecimiento abrupto del promedio.

Por supuesto, este análisis al igual que el de diferencias de medias realizado con una prueba "t" (10) o "z" (7) cuando N tiende a ser suficientemente grande, requiere aceptar la suposición de que los parámetros estadísticos de ambas muestras consecutivas no han cambiado significativamente, Wahal (1968), Spiegel (1969).

$$"z" = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 - (\mu_1 - \mu_2) / (\hat{s}_1^2/N_1 + \hat{s}_2^2/N_2)^{1/2} \quad (7)$$

donde: \bar{x}_1 = promedio del período N_1

\bar{x}_2 = promedio del período N_2

μ_1 y μ_2 = promedios de las poblaciones que según la hipótesis nula H_0 , su diferencia es cero.

$$\bar{x} = 1/N \sum_{i=1}^N x_i \quad (8)$$

$$\hat{s}^2 = ((1/(N-1)) \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2)^{1/2} \quad (9)$$

\hat{s}_1 y \hat{s}_2 = desvíos típicos de las muestras N_1 y N_2 .

$$"t" = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 - (\mu_1 - \mu_2) / \sqrt{(1/N_1 + 1/N_2)} \quad (10)$$

$$\text{con: } \sqrt{ } = ((N_1 - 1) \hat{s}_1^2 + (N_2 - 1) \hat{s}_2^2) / (N_1 + N_2 - 2))^{1/2} \quad (11)$$

En este caso la prueba exige además, que las distribuciones de probabilidades no difieran significativamente de un modelo normal, Spiegel (1969).

El estadístico usado para probar la estabilidad de la varianza en las dos muestras es el "F-Fisher" (12).

$$"F" = \frac{\frac{(N_1 - 1) \hat{s}_1^2}{\sqrt{ }^2 (N_1 - 1)}}{\frac{(N_2 - 1) \hat{s}_2^2}{\sqrt{ }^2 (N_2 - 1)}} \sim F_{(N_1 - 1; N_2 - 1)} \quad (12)$$

$\sqrt{ }^2 = \sqrt{ }^2$ por hipótesis de igualdad de varianzas, entonces:

$$"F" = \hat{s}_1^2 / \hat{s}_2^2 \quad (13)$$

Para definir al cambio climático, se parte de la descripción de la variable por un modelo aditivo presentado en (14):

$$x = \bar{x} + x' \quad (14)$$

donde:

x = variable climática dependiente del tiempo

\bar{x} = promedio temporal

x' = perturbación o desvío del valor medio

La diferencia entre dos estados climáticos \bar{x}_1 y \bar{x}_2 originada hipotéticamente por un cambio de las condiciones externas a la atmósfera (condiciones de borde o forzantes) con evolución de modos lentos del sistema climático, Leith (1973), es:

$$\Delta\mu = \bar{x}_2 - \bar{x}_1 = \Delta\bar{x} + x' \quad (15)$$

en la media, y en la varianza:

$$\sigma^2(x) = \sigma^2(\bar{x}) + \sigma^2(x') \quad (16)$$

Leith (1973) define a la relación señal/ruido como:

$$L = S/R = \Delta\mu / \sigma_T \quad (17)$$

con: $\sigma_T = \sigma / N^{1/2}$

Este autor precisa que para hablar con probabilidad suficientemente alta de cambio climático (mayor que el 70%), la relación $S/R \geq 1$. La figura 9 esquematiza esta afirmación.

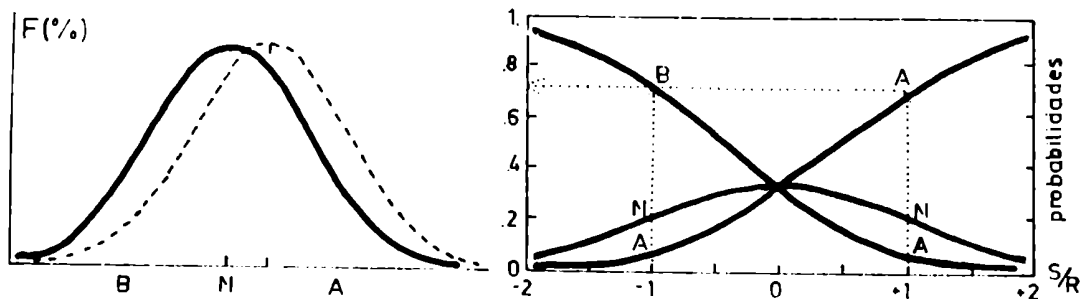


Figura 9: Cambio en las condiciones medias hipotéticas asociadas con un desplazamiento en la distribución de probabilidades (izq.) y la relación S/R (der.), Leith (1978).

Los estadísticos (5,7,10,12 y 17) estimados cada 20 años consecutivos en la temperatura media, y cada 30 años en la precipitación, contribuyen a la ubicación de posibles saltos climáticos en las series tratadas.

La figura 10 muestra a estos estadísticos consecutivos para la temperatura media anual, $TM(\text{Año})$. En ella se aprecia que los estadísticos "z" y "t" son semejantes debido a que las muestras tomadas son suficientemente grandes.

De acuerdo con los límites de confianza establecidos al 5% y al 1%, los estadísticos aludidos indicarían que las series contienen importantes fluctuaciones o vacilaciones que hacen cambiar el valor medio significativamente. En una posición más exigente, los estadísticos que indican la relación señal/ruido muestran dos cambios importantes, uno entre los años 1911-13 y el otro entre 1952-57, Minetti y Poblete (1989).

Mientras que el primero es débil y se ubica sobre el año de cambio de posición de la estación meteorológica, con serie homogeneizada, no nos permite asegurar el fenómeno físico real, en cambio el segundo centrado sobre 1954-55 es tan importante, que da una probabilidad del 80% de cambio climático.

En este último caso es importante destacar que existen evidencias en otras variables de la región, como la precipitación de la figura 8, con sus estadísticos (5,10,12 y 17) estimados en la figura 11, y otras variables regionales de mayor escala, como los índices de intensidad de la circulación zonal del Oeste y Este mostrados por Minetti et al.(1987) y Vargas y Minetti (1989).

Este cambio se ha evidenciado en casi toda la región subtropical continental de la República Argentina, con el paso de un estado seco y cálido a otro húmedo y fresco.

La prueba "F" de la figura 10, que sirve para comprobar que no existen cambios de varianzas en las series consecutivas anterior y posterior a un cambio del promedio de largo período, en este caso de 20 años anteriores y posteriores a 1954-55, no es significativa en la temperatura media anual (TM), cuando ocurre el principal salto climático. Esto es importante para no invalidar las pruebas "z" o "t" de cambio del promedio, pero posteriormente se observa un cambio significativo de varianzas. En efecto, se pasa de un régimen de alta variabilidad aperiódica, a otro de baja variabilidad con el ad-

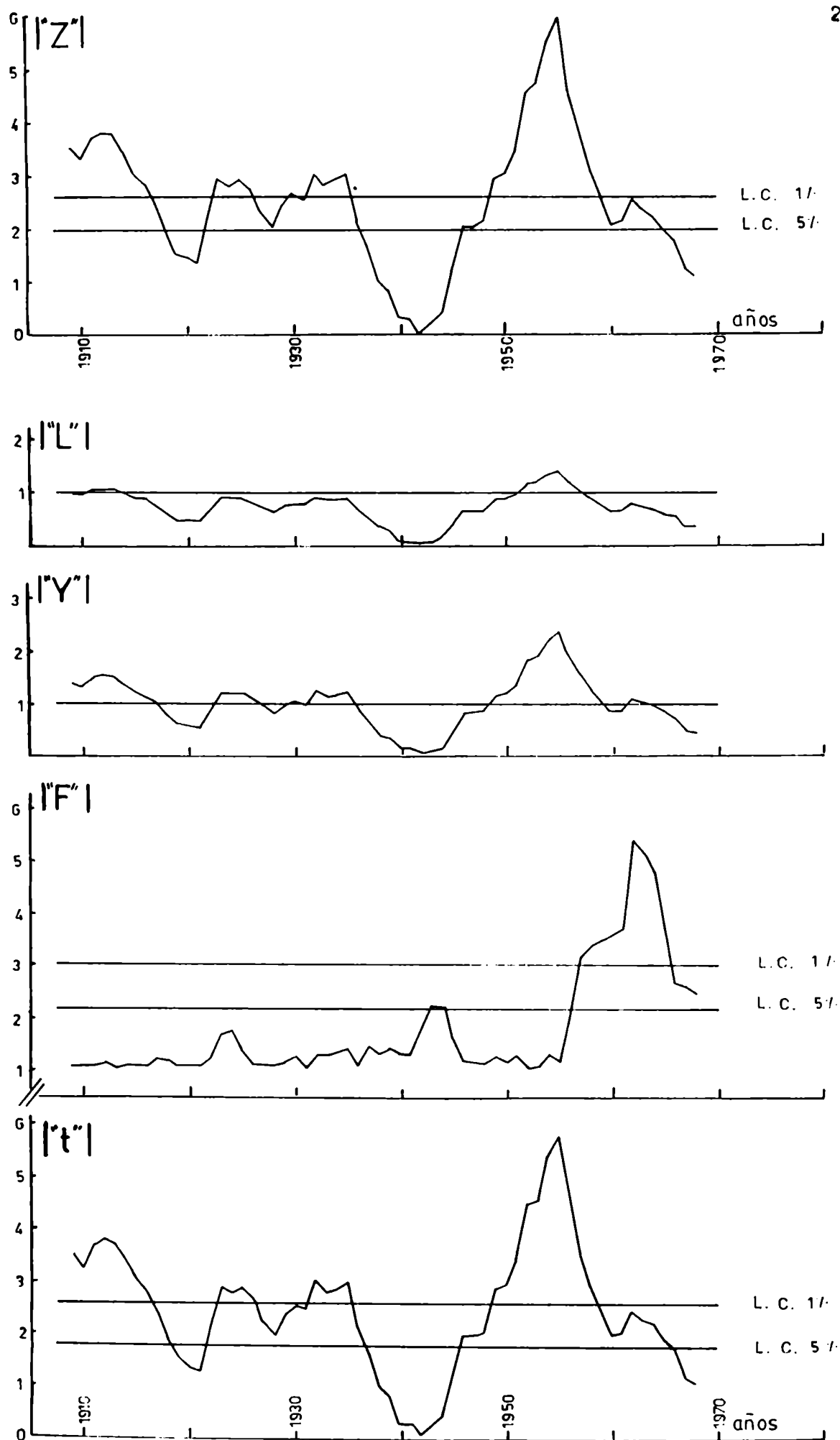


Figura 10: Estadísticos "z", "L", "Y", "F" y "t", analizados con series consecutivas de 20 años de temperaturas medias anuales (TM) de San Miguel de Tucumán, período 1889-1987.

venimiento del período con mayor precipitación posterior a 1955.

Los cambios de intensidad de circulación sobre esta fecha han sido analizados en el Hemisferio Norte por Kutzbach (1970), Kalnický (1974), Yamamoto et al.(1987a,b), Yamamoto (1987) y Whysall et al.(1987), entre otros.

En las figuras 3,4 y 5 se indican con una flecha, las fechas alrededor de las cuales se han observado cambios de importancia en los promedios de las TMM, TM y TmM de (E, J y Año), todos ellos en la forma de saltos climáticos. La bimodalidad de las distribuciones de frecuencias que se observan en la derecha de cada serie, son un testimonio de la ocurrencia de los saltos climáticos descriptos.

Evidencias biológicas del salto climático ocurrido en la década de 1950 y su impacto en la actividad humana, se pueden encontrar en el comportamiento del cultivo de la caña de azúcar en Tucumán, Minetti et al.(1982a,b), en la respuesta de ciertas especies arbóreas, Roig et al.(1987) y cambios del paisaje por expansión de la agricultura sobre márgenes semiáridos, Minetti y Sierra (1984).

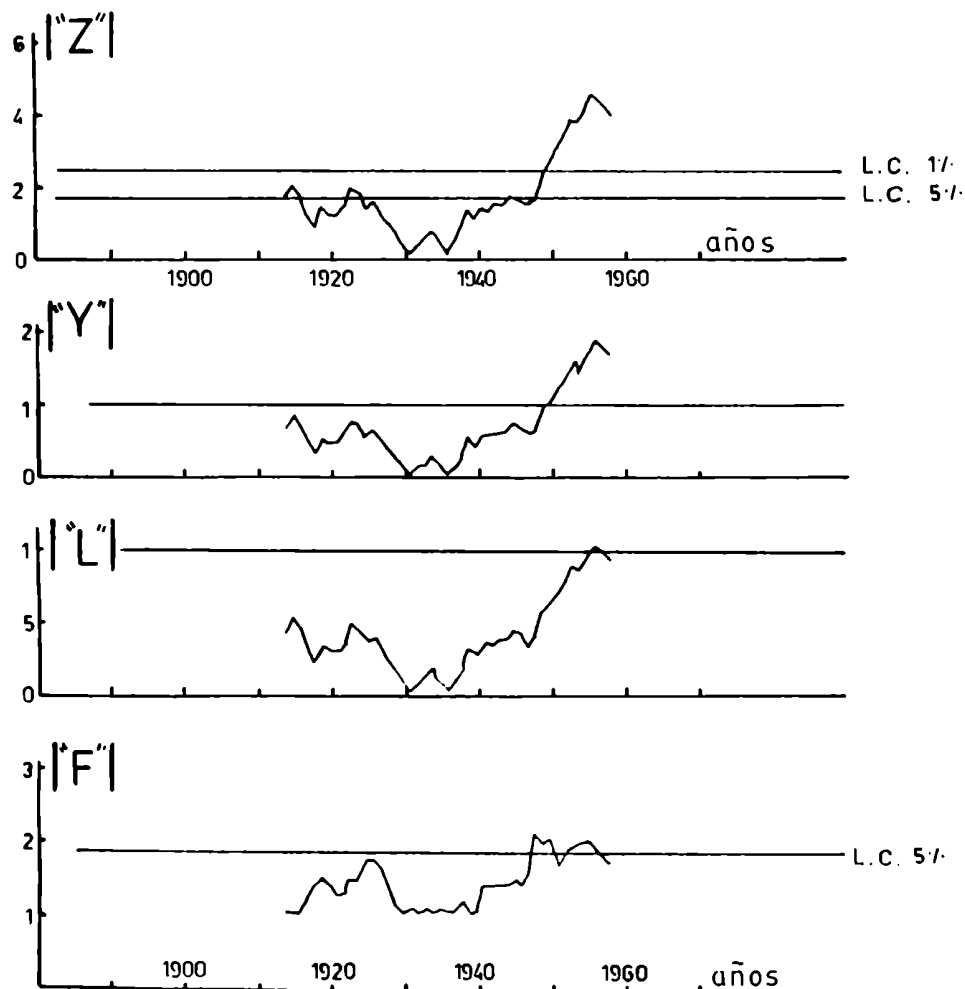


Figura 11: Estadísticos "z", "Y", "L", y "F" para la precipitación anual de San Miguel de Tucumán, analizando series consecutivas de 30 años.

En el análisis de temperaturas extremas, se ha puesto particular énfasis en el comportamiento de la mínima, debido a que esta variable presentaba en doce meses del año tendencias positivas. Esta tendencia fue estimada por mínimos cuadrados según (18). El coeficiente de pendiente (b), es probado en su significación con el estadístico "t" (19), Miller y Freund (1973).

$$b = \hat{S}_{xy} / \hat{S}_{xx} \quad (18)$$

$$"t" = ((b - \beta) / \hat{S}_e) (\hat{S}_{xx} / N)^{1/2} \sim t_{(N-2)} \quad (19)$$

con: $H_0 : \beta = 0$ y $H_j : \beta \neq 0$

donde: b = pendiente de la recta de regresión obtenida por mínimos cuadrados.

β = pendiente de hipótesis.

H_0 = hipótesis nula.

H_j = hipótesis alternativa.

$$\hat{S}_{xy} = N \sum_{i=1}^N x_i y_i - \left(\sum_{i=1}^N x_i \right) \left(\sum_{i=1}^N y_i \right)$$

$$\hat{S}_{xx} = N \sum_{i=1}^N x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^N x_i \right)^2$$

$$\hat{S}_e = ((\hat{S}_{xx} \hat{S}_{yy} - (\hat{S}_{xy})^2) / (N(N-2) \hat{S}_{xx}))^{1/2}$$

El cuadro 3 muestra la estimación de los estadísticos (17, 18, y 19) además de los valores medios (8), desvío típico (9) y el estimador de varianza explicada por una onda de longitud infinita (tendencia) del espectro de potencia S_0 , según (21), WMO (1966).

El análisis se realizó para series del período 1889-1987, y en el caso de observar tendencia significativa con la prueba "t" (19), se filtró esta componente según (20), y se estimó nuevamente (21).

Filtro de la tendencia lineal:

$$Y' = Y_i - Y_e \quad (20)$$

donde: $Y_e = a + b x$; con x = variable temporal; a = ordena-

da al origen.

$a = \bar{Y} - b \bar{X}$, con "b" definida en (18); \bar{Y} , \bar{X} los promedios de las variables.

C U A D R O 3

Estadísticos utilizados para la detección de fluctuaciones de largo periodo en las series de temperatura de SMT, periodo 1889-1987. Los valores encerrados en el recuadro representan a parámetros críticos donde la relación señal/ruido supera la unidad.

Variable	"t"	b	\bar{T}	\hat{S}_t	$\Delta\mu/\hat{S}_t$	$\hat{S}_o(\dot{c}/tend.)$	$\hat{S}_o(s/tend.)$
TMM(E)	-2.89"	-0.017	31.3	1.78	0.96	0.135	0.087
TMM(J)	-1.56	-0.010	19.7	1.92	0.52	0.051	
TMM(Año)	-2.26"	-0.0008	25.7	1.09	0.72	0.159	0.135
TmM(E)	5.81"	0.018	19.0	1.06	1.70	0.172	0.072
TmM(J)	3.49"	0.023	5.8	1.94	1.16	0.046	0.004
TmM(Año)	7.50"	0.016	13.1	0.75	2.11	0.159	0.059
TM(E)	0.17	0.0007	25.2	1.12	0.06	0.108	
TM(J)	0.92	0.005	12.7	1.58	0.32	0.023	
TM(Año)	2.62"	0.006	19.3	0.70	0.89	0.167	0.161

NOTA:

- (") = significativo al 1%. Límite crítico = 2.38; al 5% = 1.67 (')
- "t" = prueba de significación de Student para la pendiente de la recta en una serie
- b = coeficiente de la pendiente de la recta
- \bar{T} = promedio de la variable
- \hat{S}_t = desvío típico
- $\Delta\mu/\hat{S}_t$ = diferencia entre el último y primer valor ocasionado en la serie por el efecto de la tendencia lineal, dividido en el desvío típico (relación señal/ruido).
- \hat{S}_o = es la varianza explicada por el primer armónico del espectro de potencia. Este valor se supone es el aporte de la varianza de una onda de longitud infinita, debida a una tendencia rectilínea.

La varianza explicada por ondas integradas en un rango dado \hat{S}_k , se estima con el espectro de potencia, Blackman y Tukey (1958), método sugerido por WMO (1966), cuyos algoritmos se presentan de (21) al (30).

$$\hat{S}_o = (1/2m)(\hat{C}_o + \hat{C}_m) + (1/m) \sum_{T=1}^{m-1} C_T \tag{21}$$

$$\hat{S}_k = (\hat{C}_o/m) + (2/m) \sum_{T=1}^{m-1} \hat{C}_T \cos((\pi kT)/m) + (1/m) \hat{C}_m (-1)^k \tag{22}$$

$$\hat{S}_m = (1/2m)(\hat{C}_0 + (-1)^m \hat{C}_m) + (1/m) \sum_{T=1}^{m-1} (-1)^T \hat{C}_T \quad (23)$$

Estos espectros rústicos son posteriormente suavizados por los siguientes algoritmos:

$$\hat{S}_0 = 1/2 (\hat{S}_0 + \hat{S}_1) \quad (24)$$

$$\hat{S}_k = 1/4 (\hat{S}_{k-1} + 2 \hat{S}_k + \hat{S}_{k+1}) \quad (25)$$

$$\hat{S}_m = 1/2 (\hat{S}_{m-1} + \hat{S}_m) \quad (26)$$

$$\text{donde: } \hat{C}_T = (1/(N-T)) \sum_{i=1}^{N-T} (x_i - \bar{x})(x_{i+T} - \bar{x}) \quad (27)$$

que es la función de autocovarianza.

La función de autocorrelación es:

$$\hat{r}_k = \hat{C}_T / \hat{S}_T^2 \quad (28)$$

Los espectros son comparados luego con un modelo teórico dado por (29).

$$f = \bar{S}_i \left[\frac{1 - r_1^2}{1 + r_1^2 - 2 r_1 \cos(\pi k/m)} \right] \quad (29)$$

Los grados de libertad de cada espectro estimado, están dados por (30).

$$\hat{\nu} = \frac{2N - (m/2)}{m} \quad ; \text{ con } m = 0, 3N \quad (30)$$

y los límites de confianza con probabilidades del 5% y 95% son estimados por la relación de $\chi^2/\hat{\nu}$ con una tabla de probabilidad dada en Hald (1952), valores éstos que se multiplican por el valor espectral teórico k .

Los límites de confianza para \hat{r}_k son estimados según Yevjevich (1972a) para \hat{r}_1 con (31) y para $k > 1$ con (32).

$$\hat{r}_1 = (-1 \pm t_{\alpha} (N-2)^{1/2}) / (N-1) \quad (31)$$

para probar unilateralmente que \hat{r}_1 es mayor que cero, entonces:

$tg = 1.645$ para el 5% y $tg = 2.236$ para el 1% de confianza.

Para $k > 1$, se estiman la esperanza Er_k y la var. r_k como sigue:

$$Er_k = \frac{1}{N - k - 1}$$

$$\text{var. } r_k = \frac{(N-k+1)^3 - 3(N-k+1)^2 + 4}{(N-k+1)^2((N-k+1)^2 - 1)}$$

con las cuales se construyen los límites de confianza dados en (32).

Para N grandes Er_k tiende a cero y queda:

$$L.C. = 0 \pm tg(\text{var. } r_k)^{1/2} \quad (32)$$

con: $tg = 1.96$ para el 5% y $tg = 2.576$ para el 1%.

Los cocientes de los estimadores espectrales de (24) a (26) sobre la varianza total, dan los porcentajes de varianzas explicadas por cada uno de los estimadores. En estos cálculos, $k = 1, 2, \dots, m$; con m aproximadamente corrida hasta un 30% de N .

En el cuadro 3 puede verse que sólo las tendencias significativas de las temperaturas mínimas, son efectivamente filtradas por la tendencia lineal obtenida por el procedimiento de mínimos cuadrados. Estos valores se hallan remarcados en el cuadro, y sería la componente representativa de los efectos del crecimiento urbano industrial sobre la estación meteorológica.

La señal climática larga debida a la tendencia según Yamamoto et al. (1987a), sería dada por (33).

$$S/R = b \Delta t / \hat{S}_t \quad (33)$$

donde: b = pendiente de la tendencia

Δt = período analizado; y \hat{S}_t desvío típico de la serie

El estadístico de señal/ruido (17) en este caso supera a la unidad en las TMM (E, J, Año), constituyendo la fuente de mayor variación en el largo plazo que puede ser filtrada linealmente. Las otras variaciones largas de la TMM no pueden ser filtradas por el método descrito pues corresponden a fluctuaciones no lineales.

En el cuadro 4 se trató a la temperatura mínima para todos los meses solamente en el período 1911-87 para evitar los efectos del cambio de localización de la estación meteorológica. Se agrega en el mismo, al total de la varianza explicado por la suma de los estimadores \hat{S}_0 y \hat{S}_1 del espectro de potencia.

C U A D R O 4

Estadísticos utilizados para la detección de fluctuaciones de largo período en las series de temperatura mínima media de SMT, período 1911-87. Los valores encerrados en los recuadros indican las situaciones extremas de los doce meses.

Meses	\bar{T}	$\Delta\bar{T}(100 \text{ años})$	"t"	$\hat{S}_0(\%)$	$\hat{S}_1(\%)$	$\hat{S}_0+\hat{S}_1(\%)$	\hat{S}_t	$\Delta\mu/\hat{S}_t$
Enero	19.32	0.92°C	1.97'	3.7	3.7	7.4	0.90	0.77
Febrero	18.8	1.9	2.13'	2.8	4.1	6.9	0.91	0.85
Marzo	17.3	1.2	2.33'	6.3	11.6	17.9	1.05	0.88
Abril	14.0	1.4	2.08'	3.4	3.8	7.2	1.34	0.80
Mayo	10.7	2.0	2.38"	4.3	3.7	8.0	1.66	0.93
Junio	7.2	2.2	2.10'	7.1	7.6	14.2	2.14	0.79
Julio	6.0	2.2	2.31'	3.9	3.5	7.4	1.92	0.88
Agosto	7.2	1.7	2.14'	5.8	7.0	12.8	1.61	0.81
Septiembre	10.2	1.1	1.57	2.4	4.1	6.5	1.42	0.60
Octubre	13.8	1.7	2.90"	5.2	4.7	9.9	1.20	1.09
Noviembre	16.6	1.2	2.62"	4.7	5.4	10.1	0.99	0.91
Diciembre	18.5	1.1	2.32'	4.8	4.6	9.4	0.97	0.87
Año	13.3	1.5	6.01"	15.9	14.7	30.6	0.59	1.96

NOTA:

(") = significativo al 1%. Límite crítico ≈ 2.38 ; al 5% ≈ 1.67 (')
 \bar{T} , "t", \hat{S}_0 , \hat{S}_t y $\Delta\mu/\hat{S}_t$ = ídem Cuadro 3

\hat{S}_1 = porcentaje de la varianza explicada por el segundo armónico del espectro de potencia. Se supone que este valor es el aporte de una onda finita del tamaño de la serie.

En este cuadro se ve que sólo el mes de setiembre se excluye de tener tendencia lineal significativa de los doce meses del año. Estas tendencias harían crecer entre 0.9°C y 2.2°C la temperatura mínima media de enero y julio en 100 años de registro. El mayor aporte a la varianza por este efecto lo haría el mes de junio con $\hat{S}_0 = 7.1\%$, y en el año con $\hat{S}_0 = 15.9\%$. Para ellos, entre tendencia y oscilaciones largas explicarían el 14.2% y el 30.6% de la varianza.

Es importante destacar que las mayores variabilidades se concentran en la estación invernal, pero también las tendencias. El estadístico señal/ruido (17) está dando en alguna medida el valor relativo de la variabilidad aportada por la tendencia sobre la variabilidad total de la serie.

De esta manera, puede verse que sólo en el mes de octubre este parámetro supera la unidad, alcanzando con ello significación estadística. Considérese además que en este caso el período analizado difiere de los del cuadro 3, lo que hace que sus resultados no sean comparables. Las figuras 12a, b, c, y d, dan información complementaria sobre esta componente.

¿Cómo han variado las TMM, TM y TmM en un área rural con respecto a San Miguel de Tucumán, en lo que va del siglo?

Las únicas estadísticas decádicas disponibles de estaciones meteorológicas que no hayan cambiado de posición, y más distantes una de otra en el tiempo, son las de los períodos 1928-37 y 1971-80 editadas por el SMN (1944)(1986). De ellas se analiza el comportamiento relativo de la localidad Campo Gallo con respecto a San Miguel de Tucumán. Campo Gallo se sitúa geográficamente a unos 240km al ENE de SMT, y las estadísticas comparables distan 43 años entre períodos.

Las figuras 13a, b y c, representan las regresiones entre los valores de las variables prescritas para los períodos indicados. La pendiente $b=1$ indica la condición de "no cambio" en los estadísticos medios.

En ella puede verse que en la zona rural, la TMM ha descendido en el período húmedo reciente y ya comentado, pero la estación suburbana de SMT presenta máximas más bajas que la zona rural, y aunque éstas no son notables, (ej. para 18°C es -0.2°C y para 32°C es -0.6°C) son consistentes con las diferencias observadas en el período 1911-35, entre una estación urbana y una suburbana, cuando la zona suburbana era cuasi-rural. En este período las diferencias de temperaturas en las TMM de E, J y Año en la zona urbana era -0.6°C , -0.2°C y -0.1°C , que en la zona suburbana.

En el caso de la TmM, la figura 13b muestra un incremento notable de la variable en SMT respecto de Campo Gallo, con valores de $+1^{\circ}\text{C}$ en la escala de 6°C y $+1.1^{\circ}\text{C}$ para 20°C .

Nuevamente ésto es consistente con el contraste urbano-subur-

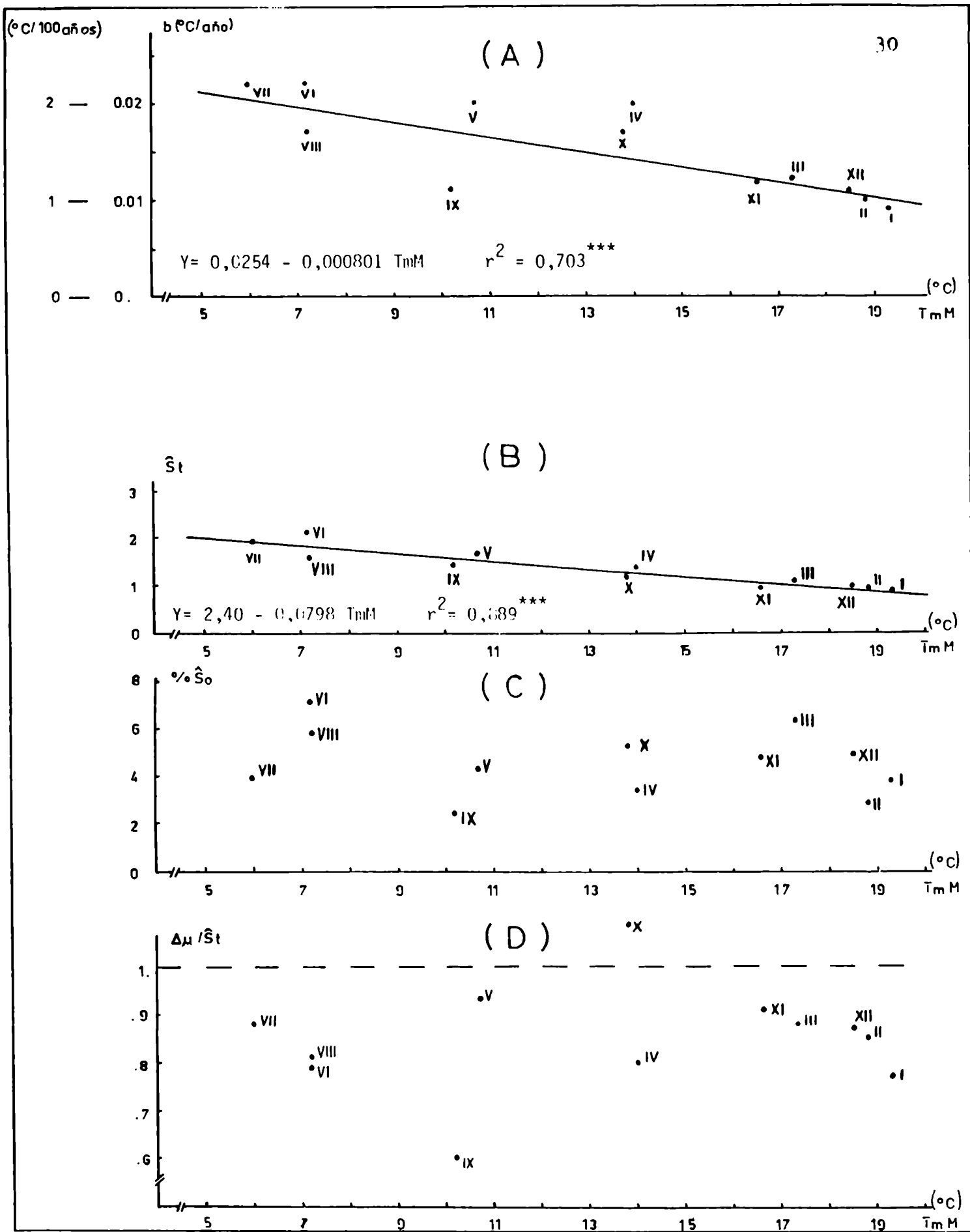


Figura 12: Ajustes lineales y correlaciones entre las temperaturas mínimas medias mensuales en San Miguel de Tucumán (Período 1911-87); y A) los coeficientes "b" de pendiente positiva a través del tiempo de la variable en cada una de las series; B) con los desvíos típicos de las series; C) los porcentajes de varianza explicados por el primer armónico del espectro de potencia obtenido para cada serie mensual y D) los coeficientes de señal/ruido.

NOTA: (***) significativo al 1%.

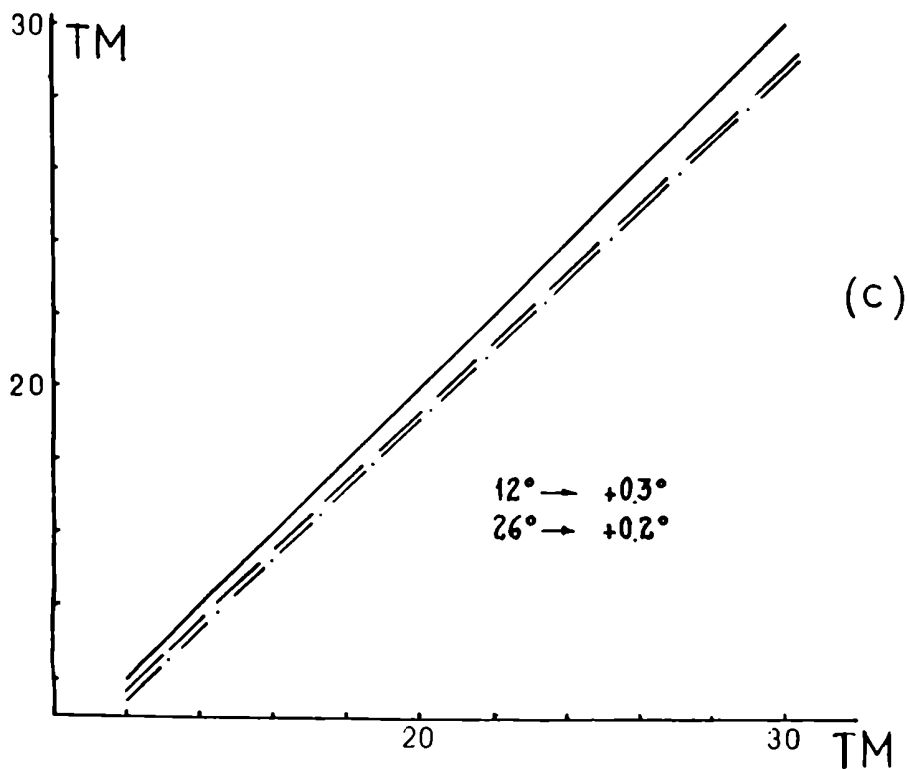
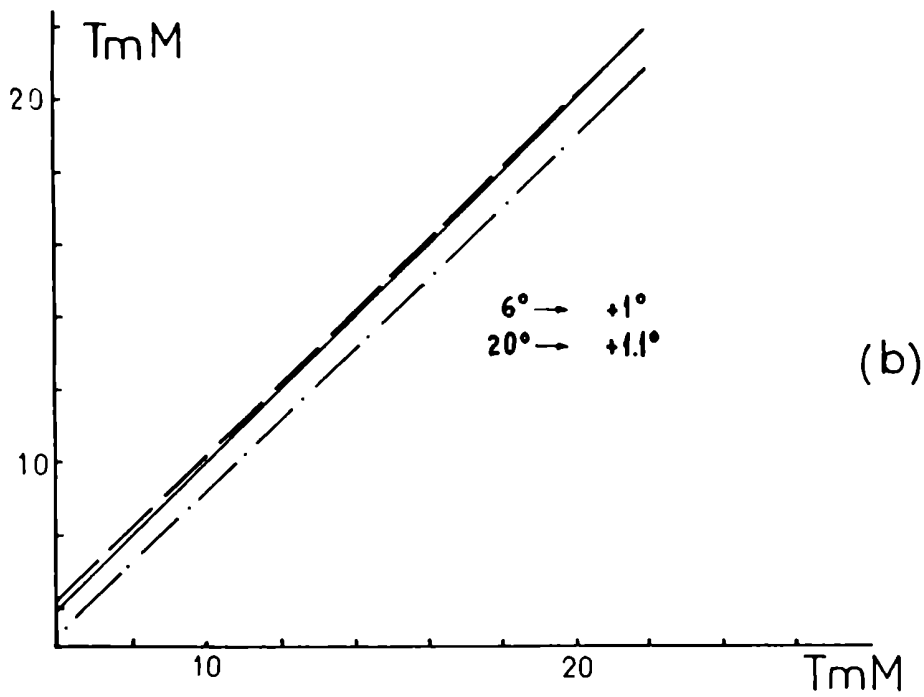
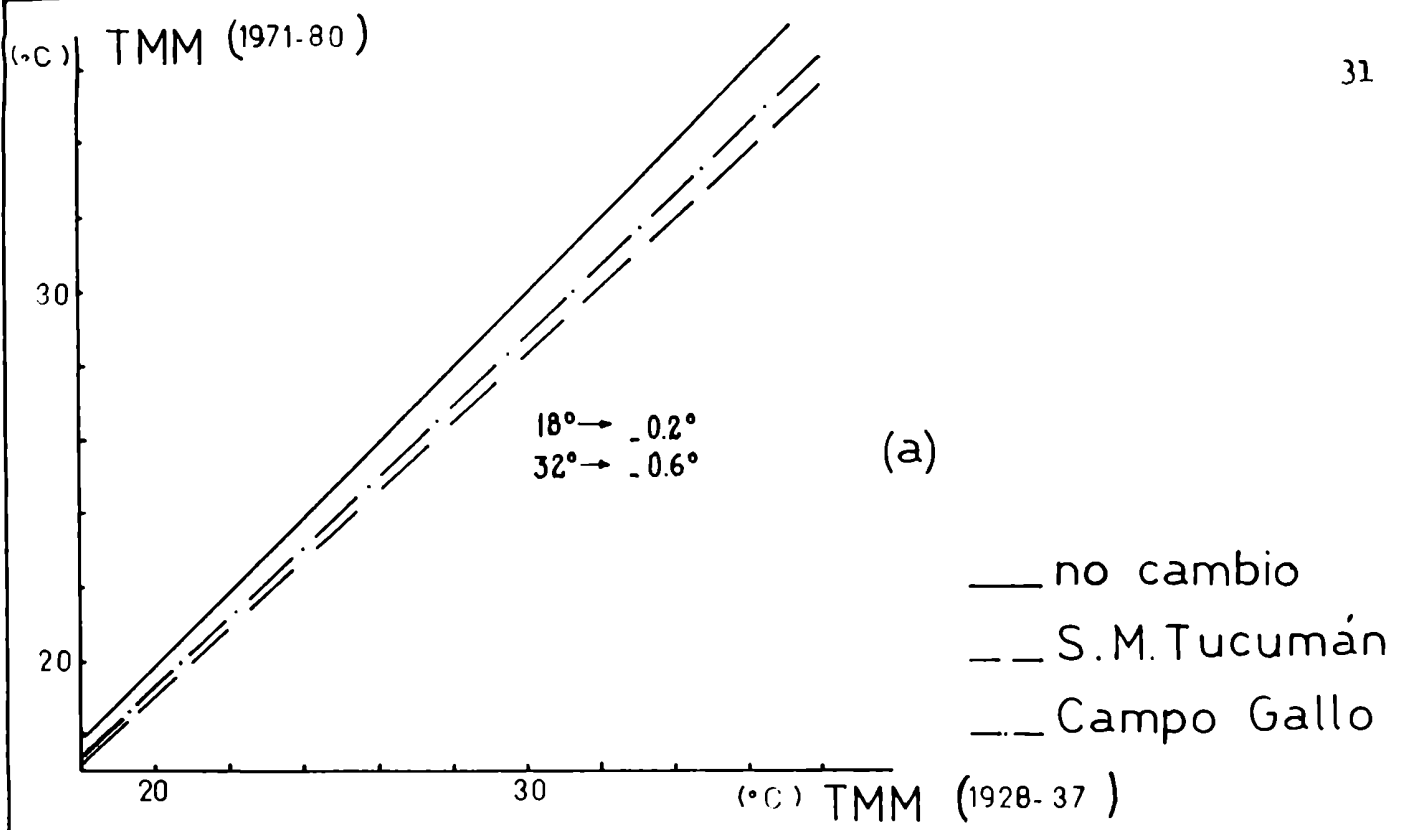


Figura 13: Rectas de regresión estimadas con valores térmicos medios mensuales, entre las décadas de 1928-37 (X) y 1971-80 (Y) para San Miguel de Tucumán y Campo Gallo. Se omite la representación de los puntos utilizados en la regresión, y se comparan puntos extremos de la escala.

bano del período 1911-35 en el cual se observaban diferencias de $+1^{\circ}\text{C}$, $+0.8^{\circ}\text{C}$ y $+0.9^{\circ}\text{C}$ en E, J y Año.

La figura 13c resume a los dos efectos anteriores dando a la estación suburbana de SMT, con respecto a la rural de Campo Gallo, $+0.3^{\circ}\text{C}$ en 12°C y $+0.2^{\circ}\text{C}$ en 26°C , para una diferencia de 43 años entre décadas, lo que representaría un calentamiento en la zona suburbana para la temperatura media de $+0.7^{\circ}\text{C}$ y $+0.5^{\circ}\text{C}$ en los 100 años para ambos puntos de la escala. Esta estimación se calcula bajo la suposición de que la tasa de crecimiento de la temperatura se mantiene constante con el tiempo.

Como la tendencia temporal tiene una dependencia estacional (figura 12a), y las temperaturas medias son promedios entre extremos, este efecto se introduce perniciosamente en la serie afectando el estudio de variabilidad, en especial si se quiere analizar el efecto de señal/ruido natural no antropogénico.

No está claro porqué, utilizando idéntica metodología, no se observan los mismos resultados en Córdoba y Buenos Aires con sus localidades aledañas. Sin embargo, estas zonas están ubicadas en regiones de mayor intercambio de aire (p.ej. las velocidades medias anuales del viento reportadas para el período 1901-50 por el SMN (1958), dan: S.M. de Tucumán 4km/h ; Córdoba 8km/h y Bs.As. 10km/h), y esto podría hacer disminuir el gradiente térmico entre la zona urbana y rural.

Por otro lado en Tucumán, la agro-industria produce en toda la provincia una dispersión muy grande de monóxido y dióxido de carbono ($\text{CO}-\text{CO}_2$) en la atmósfera, aumentando notablemente la turbidez del aire con reducción considerable de la visibilidad horizontal durante casi todo el año. En la zona urbana esta difusión aumenta, y esto podría afectar a la TMM mediante una disminución de la transparencia atmosférica (o aumento de la turbidez).

Según Cañi (1977), la energía que llega al suelo I, está dada por (34).

$$I = I_0 \exp -(k + s + t) \sec \theta \quad (34)$$

donde: I = energía que llega a la superficie.

I_0 = energía radiante en el borde superior de la atmósfera
(constante solar).

k = factor de absorción

s = difusión molecular

t = turbidez

θ = ángulo incidente

El aumento de la tendencia de la TmM sería producto del incremento del CO₂ local y global. El decrecimiento de la TMM en lo que va del siglo, especialmente desde la década del 40, ha merecido un detallado estudio en América del Norte por Karl et al. (1984). Los autores encontraron que este decrecimiento de la amplitud térmica, mayor en verano y comienzos del otoño, puede explicarse con el mecanismo de invernadero, debido a los aumentos de nubosidad, vapor de agua, inyección de aerosoles y CO₂.

El mayor efecto en la generación de tendencia observado en la TmM de invierno que verano, podría ser atribuibles a los efectos de la isla de calor del complejo urbano-industrial con disminución de ventilación (advección horizontal) y mayor estabilidad termodinámica en la estación fría con respecto a la cálida, Cayan y Douglas (1984).

Las figuras 14, 15 y 16a, b, y c, muestran los correlogramas y espectros de potencia estimados según (21 a 30) para las series de temperaturas de los meses de E, J y Año, expresando también los límites de confianza sugeridos por Yevjevich (1972a), en los niveles del 95% y 99% para las autocorrelaciones y el límite superior del 95% en el espectro, WMO (1966), para el caso de rechazo de la hipótesis marcoviana. Se agrega la figura 17 con el mismo análisis para la TmM una vez filtrada la tendencia lineal.

En la TMM (E), la tendencia decreciente informada en el cuadro 3, explica un 13.5% de la varianza, y las oscilaciones más largas entre 33.5 y 67 años, estimados por \hat{S}_1 , computa un 12.4%. Esta fluctuación natural larga y visible en la figura 3, es la responsable que hace ineficaz al filtro de tendencia lineal.

En las figuras 14 a 17 puede verse además que las autocorrelaciones de rezago uno y dos (\hat{r}_1 y \hat{r}_2) cumplen aproximadamente para las series anuales la condición de persistencia o de ruido rojo, con $r_1^2 \cong r_2$, ajustándose al modelo teórico de Markov con algunas oscilaciones cuasi-periódicas comprendidas entre 7.3 y 8.2 años; 2.3 y 2.4 años en la máxima y mínima media anual respectivamente.

En la escala mensual se pueden apreciar cuasi-periodicidades

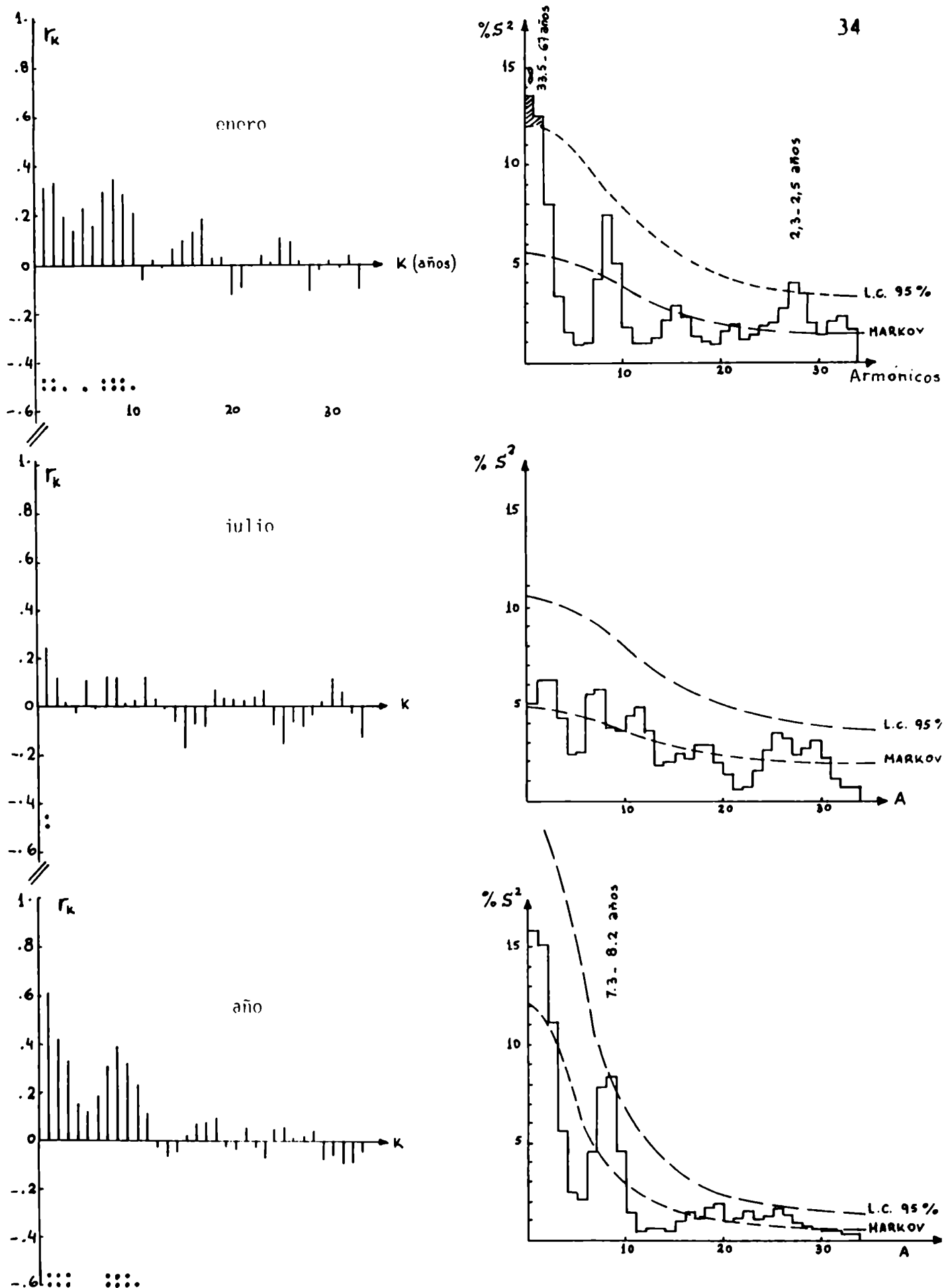


Figura 14: Autocorrelaciones (izq.) y espectro de potencia (der.) de las TMM de enero, julio y año. (.) y (:) autocorrelaciones significativas al 5% y al 1%, en San Miguel de Tucumán, período 1889-1987.

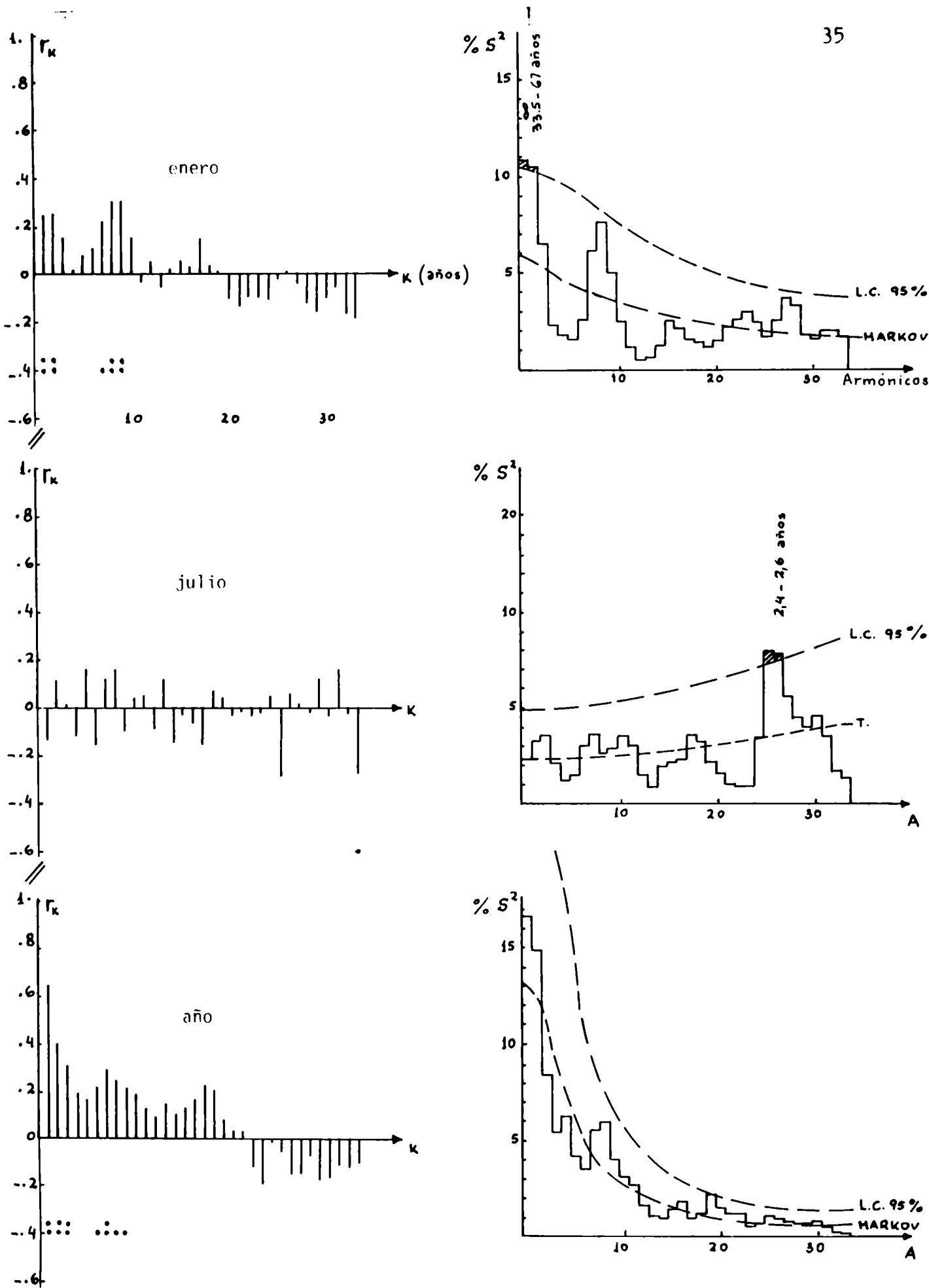


Figura 15: Autocorrelaciones (izq.) y espectro de potencia (der.) de las TM de enero, julio y año. (.) y (:) autocorrelaciones significativas al 5% y al 1%. San Miguel de Tucumán, período 1889-1987.

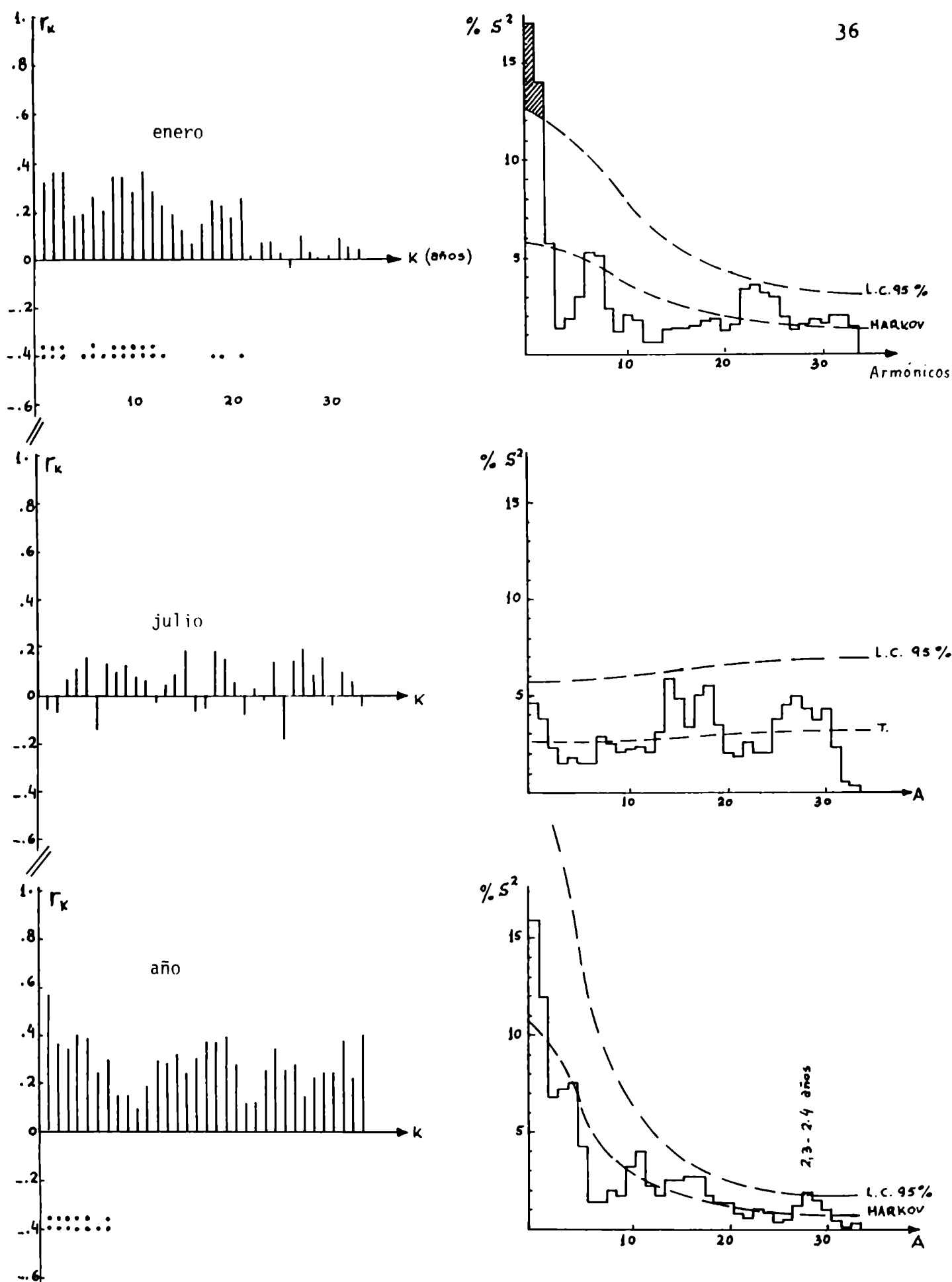


Figura 16: Autocorrelaciones (iza.) y espectro de potencia (der.) de las TmM de enero, julio y año. (.) y (:) autocorrelaciones significativas al 5% y al 1%. San Miguel de Tucumán, período 1889-1987.

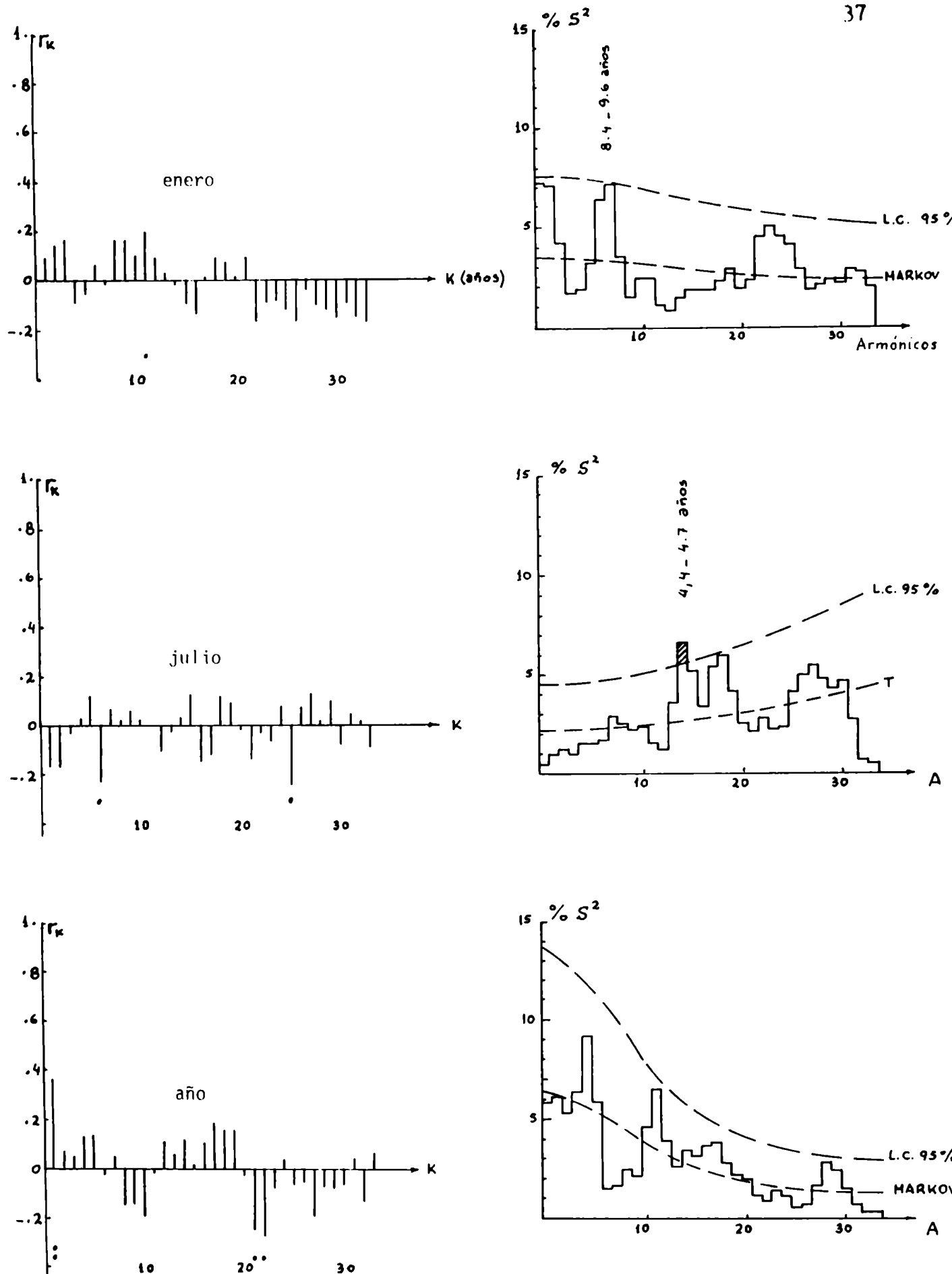


Figura 17: Autocorrelaciones (izq.) y espectro de potencia (der.) de las TmM de enero, julio y año, después de filtradas las tendencias lineales. (.) y (:) autocorrelaciones significativas al 5% y al 1%. San Miguel de Tucumán, período 1889-1987.

significativas de 2.3 y 2.5; 2.4 y 2.6 años en las TMM(E) y TM(J), respectivamente.

En la figura 16 para el espectro de potencia de la TmM de E se ve significación estadística en los primeros armónicos, y un correlograma distorsionado por el efecto de la tendencia en la serie, también mostrada en la figura 4. Sin embargo el mes de J con una mayor tendencia no se notan los efectos apuntados. De esto se infiere que el método espectral no siempre es apto para la exploración de tendencias en las series. Es particularmente notable cómo en las TmM(J) (mostrada en la figura 4), donde las fluctuaciones de alta frecuencia enmascaran la tendencia lineal. En contraste con esto, junio muestra una tendencia importante con el doble de varianza explicada en los estimadores ($\hat{S}_1 + \hat{S}_2$).

6. LA MARCHA ANUAL (VARIACION ESTACIONAL)

La fluctuación anual de la temperatura es, junto con la fluctuación diaria, la oscilación periódica más conocida en climatología, Koppen (1948), siendo ambas una respuesta a la oscilación del principal forzante externo, la radiación incidente, Sellers (1965).

Algunas deformaciones estacionales de la forma sinusoidal pura pueden observarse en el comportamiento mensual o diario promedio. Prohaska (1976), utilizó la deformación de la onda anual evaluada mediante las diferencias térmicas medias de los meses de mayo y septiembre, para la clasificación de los climas en continentales y marítimos.

En efecto, la variación local de la temperatura con el tiempo (35) puede expresarse como:

$$\frac{\partial T^\circ}{\partial t} = \frac{dT^\circ}{dt} - \mathbf{v}_H \cdot \nabla_H T^\circ \quad (35)$$

con: $\frac{\partial T^\circ}{\partial t}$ = variación de la temperatura en un lugar fijo (local).

$\frac{dT^\circ}{dt}$ = variación de la temperatura dentro de una parcela (individual).

$\mathbf{v}_H \cdot \nabla_H T^\circ$ = advección horizontal de temperatura.

Pero la variación de temperatura de una parcela individual se

debe al balance de energía existente en ella, y de los procesos adiabáticos, expresados por los dos términos de (36).

$$dT/dt = 1/C_p (dW/dt) - \tilde{w}\tilde{g}\ell \quad (36)$$

con:

C_p = calor específico a presión constante.

dW/dt = variación temporal del balance de energía en una parcela.

\tilde{w} = velocidad vertical del aire.

\tilde{g} = aceleración de la gravedad.

ℓ = densidad del aire.

A su vez el balance de energía puede expresarse como:

$$W = (Q + q)(1 - a) + I^\uparrow - I^\downarrow \quad (37)$$

donde los tres términos representan el balance de energía de onda corta y larga. Además, en la expresión (38) significan calentar el aire y evaporar mediante el mecanismo de difusión turbulenta, que no es otra cosa que agregar o sustraer energía del aire, y almacenar calor.

$$W = H + LE + (F_i - F_o) \quad (38)$$

luego:

$$dW/dt = \partial W / \partial t + \nabla_H \cdot \nabla_H W \quad (39)$$

con: Q = radiación solar directa.

q = radiación solar difusa.

a = albedo de la superficie terrestre.

I^\uparrow = radiación de onda larga que se aleja hacia el espacio.

I^\downarrow = idem devuelta a la superficie de la Tierra.

H = flujo de calor sensible.

LE = flujo de calor latente.

$F_i - F_o$ = expresa el balance horizontal de calor subsuperficial, que sólo es importante en los océanos, Sellers (1965).

Por lo visto, la marcha de la temperatura de un lugar es función esencial de las fluctuaciones del balance de energía, advección de energía y procesos adiabáticos, tal que:

$$\partial T / \partial t = f(dw/dt, \Psi_w V_w, \vec{w} \vec{g}) \quad (40)$$

El hecho de que los climas marítimos presenten la temperatura media de mayo, mayor que la de setiembre, y viceversa para los climas continentales, Prohaska (1976), está indicando que el retardo del máximo térmico estacional del océano, es advechado en alguna medida sobre los litorales continentales e islas, dando marchas térmicas como las mostradas en la figura 18, Minetti (1989).

La figura 19 muestra la marcha estacional de las temperaturas máxima media, mínima media y media mensual de San Miguel de Tucumán, en el período 1901-50, SMN (1958).

Esta onda estacional de longitud $T = 12$ meses o $T = 365$ días, puede ser modelada con una función periódica, Conrad y Pollak (1950) (41).

$$T = \bar{T} + \sum_{i=1}^{N/2} C_i (2\pi i t / N + \phi_i) \quad (41)$$

con: $N = T$

$i =$ Nro. de armónico; $t = 1, 2, 3, \dots, T$

$t = 1, 2, 3, \dots, T$

$$C_i = (A_i^2 + B_i^2)^{1/2} \quad \text{es la amplitud de onda} \quad (42)$$

$$A_i = (2/N) \sum_{t=1}^{N/2} (T_i \sin(2\pi i t / N))$$

$$B_i = (2/N) \sum_{t=1}^{N/2} (T_i \cos(2\pi i t / N)) \quad (43)$$

$$\phi_i = \arctg (B_i / A_i), \quad \text{es el ángulo de fase de la onda} \quad (44)$$

En este caso la amplitud térmica estacional puede ser casi representada por dos veces la amplitud de la primera ($2C_1$), y el primer ángulo de fase (ϕ_1) sería el retardo que puede existir con la onda energética entrante en la atmósfera, Minetti (1989). La figura 20 del mismo autor muestra además que no hay independencia entre la diferencia de temperatura media de abril menos octubre, con el ángulo de fase de la onda estacional.

Esta última afirmación conduce a la inferencia sobre la asociación que existe entre la deformación o asimetría de la onda y el ángulo de fase, tal como lo mostró Minetti (1989) visto también en la figura 21. Como la primera discrimina el grado de continentalidad de un lugar, la asociación lineal entre ambas variables permite

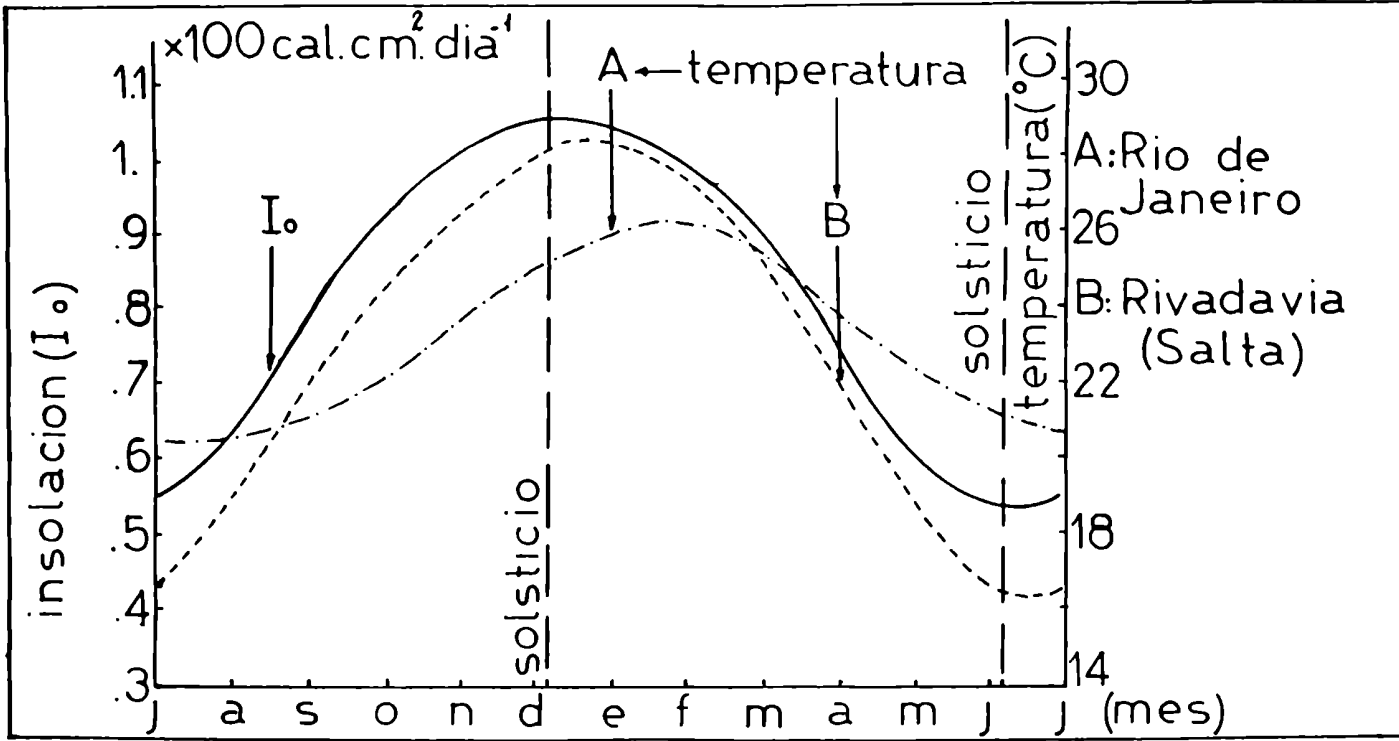


Figura 18: Marcha anual de la insolación entrante en el borde superior de la atmósfera en 24°S , y las temperaturas medias mensuales de Río de Janeiro (Brasil) y Rivadavia (Argentina).

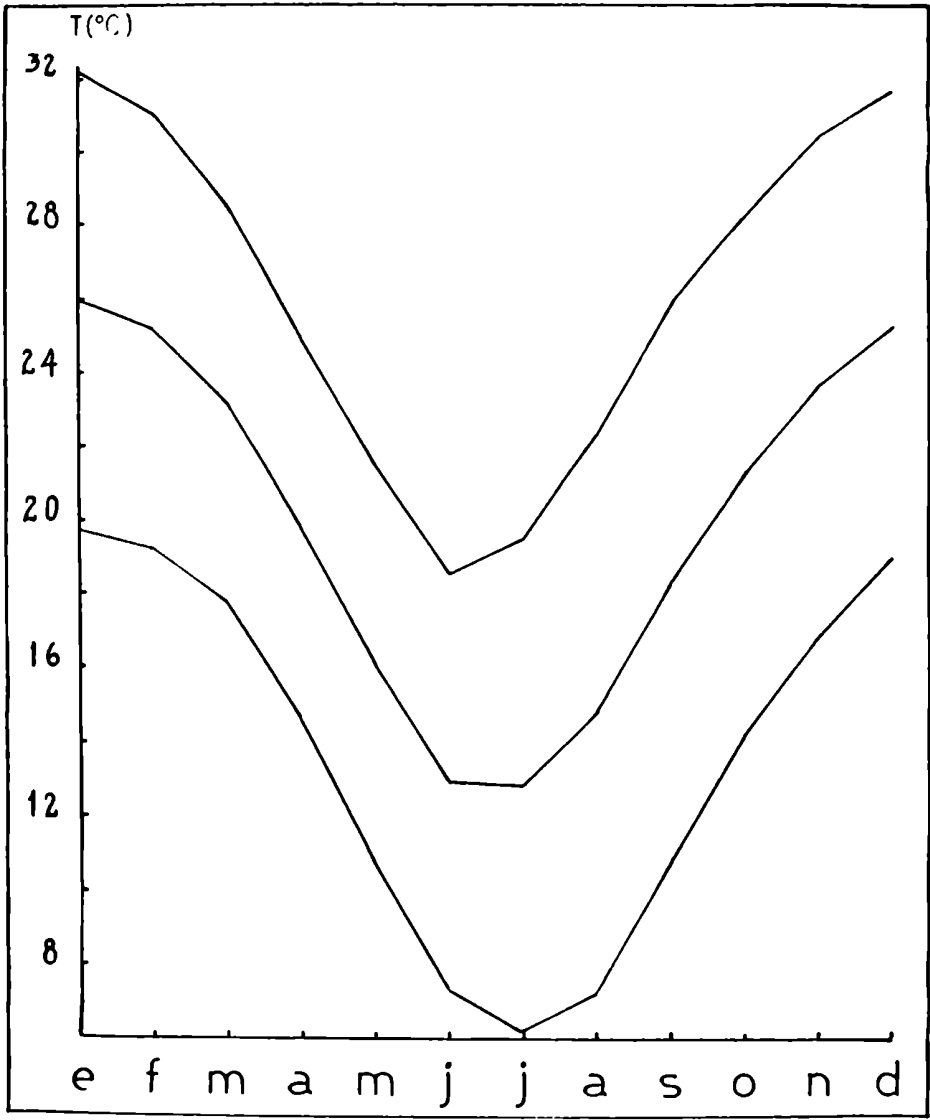


Figura 19: Marcha anual de las TMM, TM y TmM en San Miguel de Tucumán.

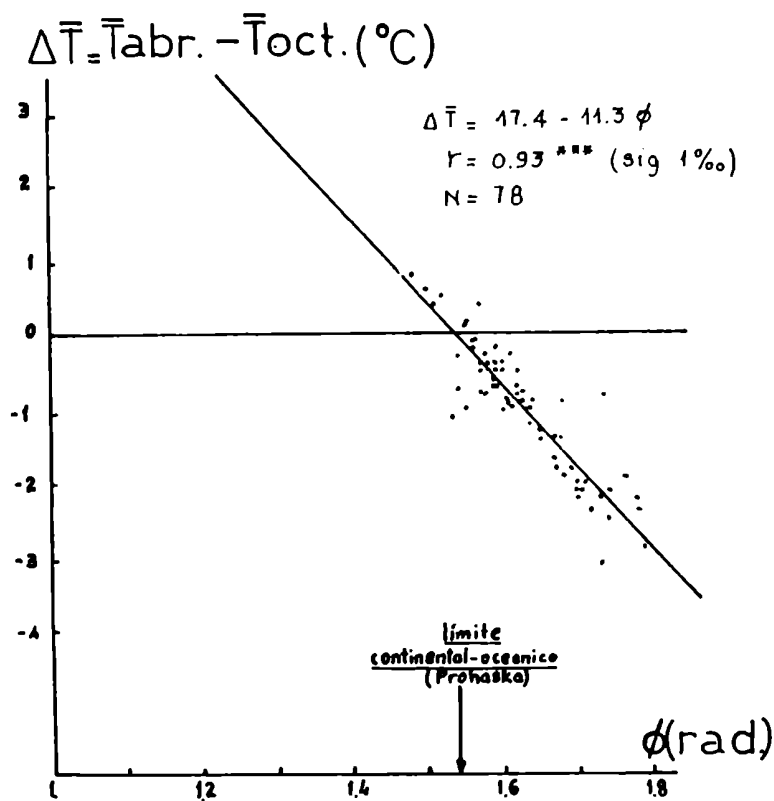


Figura 20: Relación lineal entre los ángulos de fase de la onda anual obtenida con valores de temperaturas medias mensuales, con las diferencias térmicas de los meses de abril menos octubre que representan a las asimetrías de las ondas.

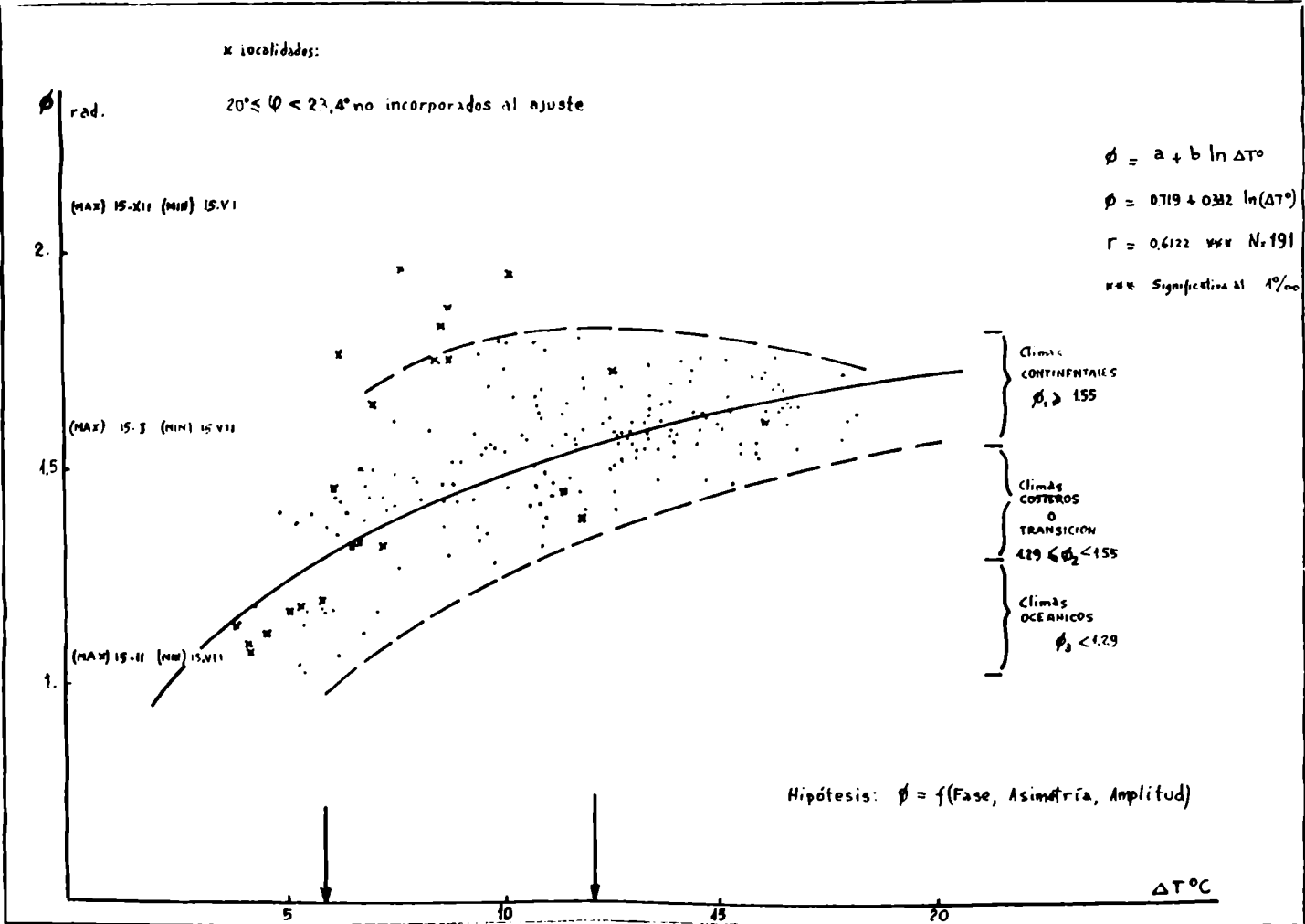


Figura 21: Asociación y ajuste logarítmico entre amplitud térmica y ángulo de fase. A la derecha clasificación de continentalidad propuesta por el autor.

usar el ángulo de fase ϕ_1 como un indicador climático, tal como lo indica la figura 21.

La figura aludida es la representación de todos los ángulos de fases y amplitudes térmicas de ondas anuales generadas con los promedios mensuales de temperaturas de localidades del Hemisferio Sur, siempre para latitudes mayores que $23,4^\circ\text{S}$. En la misma se ha realizado un ajuste y además se ha discriminado el rango de la ordenada en tres sectores iguales, asignándose a las escalas extremas el término de Continental y Oceánico, y en el centro el de Transición, método que ha tenido posteriormente verificación geográfica, Minetti (1989).

El cuadro 5 presenta los parámetros de las ondas de Fourier que ajustan a las marchas de temperaturas máximas, mínimas y medias mensuales de S.M. de Tucumán. La varianza total es explicada por la suma de cada armónico como $C_i^2/2$, excepto la del último armónico que es C_i^2 , Panofsky y Brier (1968). En este caso el mayor porcentaje de la varianza estacional está explicada por el primer armónico con 89.6 a 90.4% del total de la variabilidad estacional media, y la mayor perturbación de la forma sinusoidal pura, se observa en la temperatura máxima media. Por supuesto que esta deformación es poco perceptible cuando se tratan datos mensuales medios. Para mejorar este análisis, se tratarán más adelante los valores medios diarios.

El cuadro 6 da alguna información primaria sobre las características de la onda estacional con información media diaria de SMT que se presentará más adelante.

En el mismo puede advertirse que el estimador C_1 de Fourier de la marcha estacional media explica más variabilidad en la temperatura mínima que en la máxima. Por otra parte, la pendiente otoñal con sus deformaciones genera la mayor variabilidad en temperaturas máximas y mínimas medias diarias, pero difieren en la variabilidad de 2do. orden que es mayor en invierno para la máxima y en primavera para la mínima.

Estas sutiles diferencias, hacen que el filtro de la marcha estacional mediante los armónicos de Fourier, introduzcan variabilidad artificial sobre las fluctuaciones más rápidas de origen sinóptico, cuando este método es usado para obtener las perturbaciones residuales del modelo aditivo (45).

$$X = \bar{X} + X_p + X'$$

(45)

donde: X = variable

\bar{X} = promedio de referencia

X_p = marcha periódica

X' = perturbación o variabilidad (residuales)

C U A D R O 5

Parámetros de Fourier de la onda anual de las temperaturas medias mensuales de San Miguel de Tucumán. Período 1901-50; N=12. Fuente: Servicio Meteorológico Nacional (1958).

Variable	C1	C2	C3	C4	C5	C6	$\Delta T^{\circ}C$	%S _t (C1)	%S _t (C2)
T ^o Máxima	6.5	0.9	0.2	0.1	0.0	0.2	13.7	89.6	1.9
T ^o Media	6.6	0.8	0.1	0.0	0.0	0.2	13.2	90.2	1.3
T ^o Mínima	6.8	0.8	0.0	0.1	0.1	0.1	13.5	90.4	1.2

Variable	ϕ_1	ϕ_2	ϕ_3	ϕ_4	ϕ_5	ϕ_6
T ^o Máxima	1.853	-0.538	2.309	0.00005	-1.552	1.571
T ^o Media	1.686	-0.912	2.191	1.571	3.987	1.571
T ^o Mínima	1.531	-1.385	1.571	2.486	3.798	1.571

NOTA:

Ci = amplitud del armónico "i" con i = 1, 2, ..., 6

$\Delta T^{\circ}C$ = amplitud anual de la variable

%S_t(C1) = porcentaje de la varianza explicada por el primer armónico

%S_t(C2) = porcentaje de la varianza explicada por el segundo armónico

ϕ_i = ángulo de fase del armónico "i" = 1, 2, ..., 6

C U A D R O 6

Parámetros diversos de la onda anual obtenidos a partir de valores diarios promedios. Período 1911-78; N=365. Fuente: EEAT (SMT).

Variable	%S _t (C1)	%S _t (C2)	\hat{S}_t	\hat{S}_v	\hat{S}_o	\hat{S}_i	\hat{S}_p
T ^o Máxima	96.0	1.1	4.42	1.36	<u>2.76</u>	<u>2.21</u>	1.80
T ^o Mínima	97.9	1.0	4.80	0.70	<u>3.06</u>	1.43	<u>2.29</u>

NOTA:

\hat{S}_t = desvío típico del valor promedio diario en todo el año

\hat{S}_v = desvío típico del valor promedio diario en el verano

\hat{S}_o = desvío típico del valor promedio diario en el otoño

\hat{S}_i = desvío típico del valor promedio diario en el invierno

\hat{S}_p = desvío típico del valor promedio diario en la primavera

El doble y simple subrayado indican 1er y 2do orden de importancia.

7. ESTADÍSTICOS DIARIOS DE TEMPERATURA

La figura 22 muestra a la marcha diaria de las temperaturas máximas medias, medias y mínimas medias, pudiéndose confirmar la información suministrada en el cuadro 6 sobre la variabilidad intraestacional media. Es claro que la marcha anual de la temperatura vista de esta manera, dista de una onda sinusoidal presentando irregularidades en diferentes etapas del proceso estacional.

Estas irregularidades han sido descriptas desde hace bastante tiempo atrás como "singularidades intraestacionales", y un tratamiento exhaustivo de ésto se ve en Barry y Perry (1973). En nuestro país sólo existe el análisis de una de ellas, la singularidad del mes de mayo, debida a Schwerdtfeger (1951), y una aplicación de este conocimiento a problemas bioclimáticos en el trópico argentino por Minetti et al. (1982-a), (1985).

Schwerdtfeger (1951) citado textualmente, decía que "probablemente, no deba atribuirse a cada pequeña irregularidad de una curva anual de temperatura, y de otros elementos un significado especial". "Por otra parte, hay muchos indicios de que las grandes singularidades representan una reacción real de nuestra atmósfera frente al suministro de energía del Sol, que varía con la estación del año". "El hecho de que estas reacciones no sigan siempre inmediatamente, sino que con frecuencia tengan lugar solo después de haber sobrepasado límites determinados, haciéndolo luego con amplitud mayor, es un fenómeno natural que no es exclusivo de la meteorología".

Al respecto, Namias (1950) expone que el comportamiento estacional observado tiene similitud con el comportamiento de un condensador que almacena aire frío durante un lapso temporal en altas latitudes, y luego se intercambia violentamente sobre bajas latitudes. Esta hipótesis también parece válida en condiciones geográficas diferentes a las descriptas por Namias, ya que en el caso del Hemisferio Sur no existe una gran masa continental en altas latitudes que sirva de reservorio almacenador de aire frío.

Antes de continuar será importante revisar algunos conceptos y definiciones sobre lo que se considera una "singularidad climática". Schamauss (1932) definió a la "singularidad" como la tendencia a la recurrencia de algunas características meteorológicas alrededor de una fecha especificada. Existen criterios que sugieren su detección

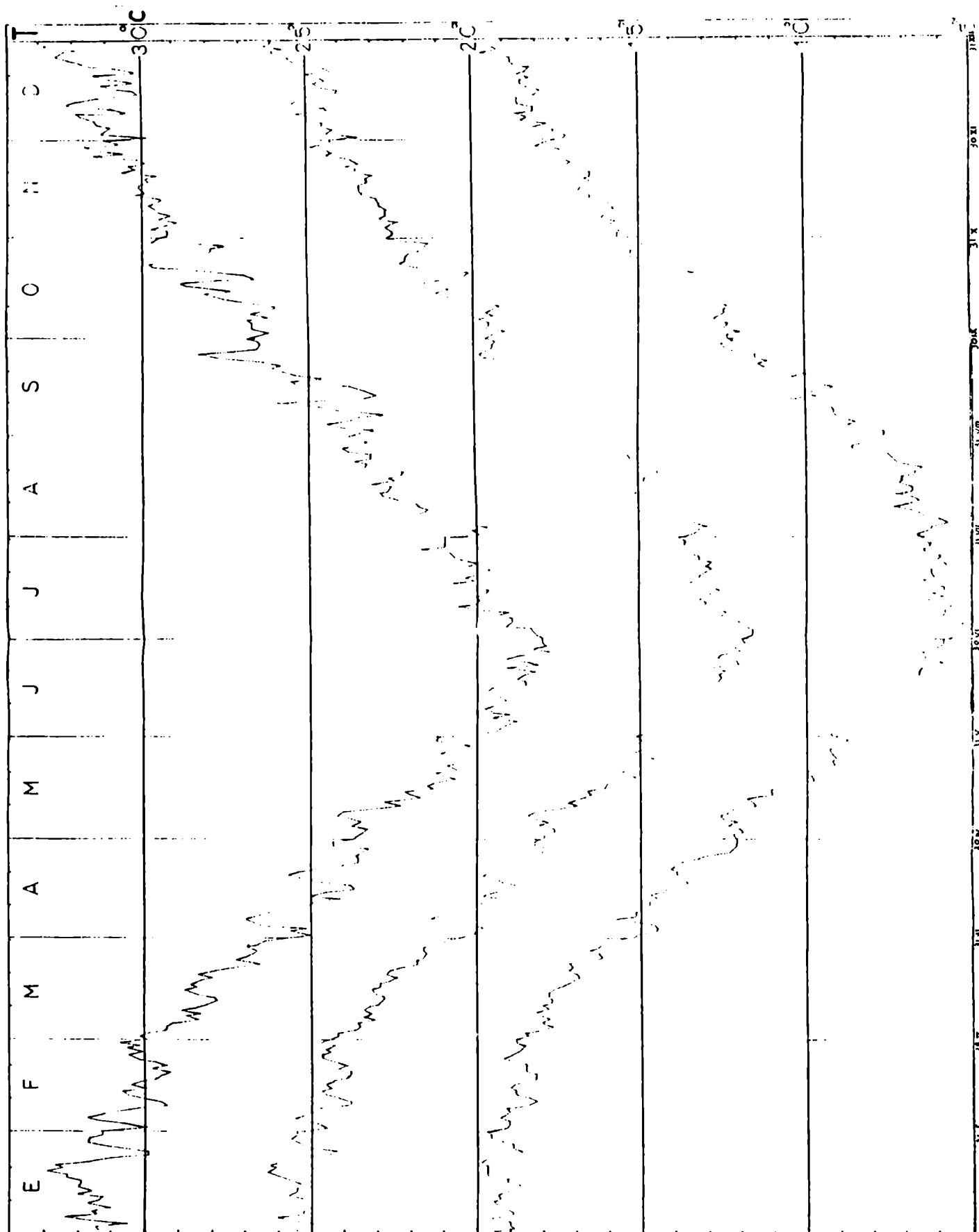


Figura 22: Marcha anual de las temperaturas máximas medias diarias, medias diarias y mínimas medias diarias en San Miguel de Tucumán, período 1911-78.

a través de la identificación de irregularidades en la tendencia estacional, o analizando períodos donde un tipo de circulación es inusualmente prevalente, Barry y Perry (1973).

Si se usa el criterio matemático de punto singular, nos encontraríamos que existe una gran variedad de ellos en las curvas intra-estacionales de las variables. Para evitar este inconveniente se ha procedido a suavizarlas tomando promedios móviles de los valores medios diarios, Brooks y Carruthers (1953)(46).

$$\bar{x}_t = \sum_{i=-m}^{+m} w_i x_{t+i}$$

(46)

donde:

$$\sum_{i=-m}^{+m} w_i = 1, \text{ con } w_i = w_1 = \dots = w_n ; \text{ son los pesos}$$

x_{t+i} = variable que se promedia

Diversos autores, entre ellos el propio Brooks (1954) han sugerido tomar valores pentádicos para el análisis de una curva estacional más suavizada, y ésto se debe a cierta resistencia que existe de creer en la singularidad de "un día", en vista del conocimiento de la "persistencia".

El cuadro 7 muestra resultados preliminares sobre la longitud de la dependencia existente entre el dato térmico de un día y los subsiguientes, a partir del análisis de la significación de la autocorrelación en series diarias, estimadas con las expresiones (28) a (32).

C U A D R O 7

Frecuencia relativa de autocorrelaciones significativas en los rezagos 1 a 5 en las series de temperaturas máximas y mínimas diarias, una vez filtrada la onda anual con la temperatura media diaria correspondiente al período 1911-78 en San Miguel de Tucumán. Se ha considerado como significativo en este análisis a todo aquel r_k que supere el nivel de confianza del 5%, pero que además todos los r_k precedentes hasta r_1 sean significativos sin interrupciones.

Variable/ r_k (días)	r_1	r_2	r_3	r_4	r_5
Tº Máxima	100%	100%	52%	20%	15%
Tº Mínima	100%	100%	94%	60%	37%

Queda allí claro, la persistencia que tiene la condición anómala de un día dado que se extiende en forma importante hasta el tercer día en la máxima y hasta el cuarto en la mínima.

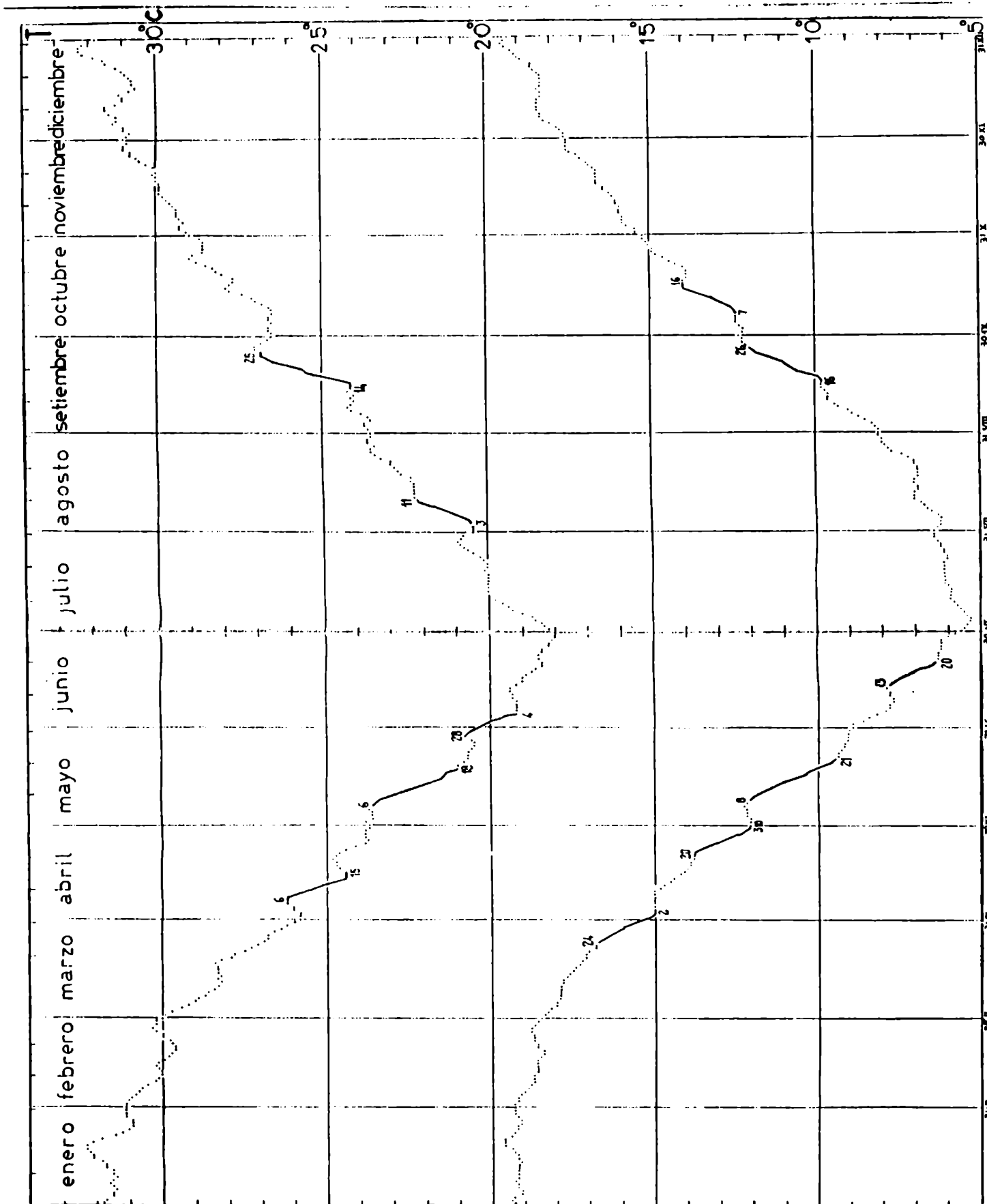


Figura 23: Marcha anual de los promedios semanales de las temperaturas máximas medias y mínimas medias diarias en San Miguel de Tucumán, mostrando los episodios singulares con línea llena.

Por el motivo aludido se ha tomado como criterio para este análisis al estudio de la curva media de un día más o menos sus tres días "laterales", que sintetizan el comportamiento de una semana, figura 23.

En esta figura se destacan procesos o episodios de enfriamientos y calentamientos que son diferentes a una suave marcha estacional. El cuadro 8 informa sobre los estadísticos obtenidos de la serie de diferencias térmicas entre temperaturas medias semanales entre dos consecutivas, tomadas con un paso de un día en los trescientos sesenta y cinco días del año.

Estos estadísticos indican que en las temperaturas máxima y mínima existe una diferencia promedio entre una semana y la subsiguiente de $0^{\circ}\text{C} \pm 1.6^{\circ}\text{C}$; o $0^{\circ}\text{C} \pm 1.4^{\circ}\text{C}$; con una probabilidad del 95%. El 5% restante corresponde a cambios intraestacionales positivos o negativos con un 2.5% de probabilidad cada uno, e identifican alrededor de 20 casos en el año. Estos han sido marcados en la figura 23 mediante trazo continuo agrupando a 5 o 6 situaciones en el año, a las que se llama episodios en el cuadro 8, y que son a juicio del autor las singularidades intraestacionales buscadas.

C U A D R O 8

Estadísticos de las diferencias de temperaturas medias semanales entre dos semanas consecutivas, tomadas con un paso de un día, en los 365 días del año.

Variable	$\bar{\Delta}$	\hat{s}	$2\hat{s}$	D1	D9	Casos apartados en +/-2s del promedio (fuera)
Tª Máxima	0	0.78	1.56	-1.0	1.1	18 casos=5 episodios/año
Tª Mínima	0	0.69	1.38	-0.84	0.93	22 casos=6 episodios/año

NOTA:

$\bar{\Delta}$ = promedio de las diferencias

\hat{s} = desvío típico

D1 y D9 = deciles 1ro y 9no respectivamente

Es evidente que estos episodios de enfriamiento o calentamiento con tendencia más acentuada que la marcha estacional suave, ocurren después de una pausa que indican calentamiento si esta se ubica en la fase descendente de la curva estacional, y enfriamiento en la fase ascendente.

Esto es coherente con los estadísticos del cuadro 6. Allí se

$$m_r = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^r / (N-1) \quad (47)$$

$$\hat{s} = \left(\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / (N-1) \right)^{1/2} \quad (48)$$

$$\hat{C}_s = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3 / \hat{s}^3 \quad (49)$$

con: x_i = dato de la variable

\bar{x} = promedio de la variable

m_r = momento de orden "r"

\hat{s} = desvío típico

\hat{C}_s = coeficiente de sesgo o asimetría

La figura 24 muestra la marcha anual de los estadísticos de dispersión y asimetría en las temperaturas máximas y mínimas respectivamente, de San Miguel de Tucumán, analizando siempre valores diarios.

En la dispersión o variabilidad térmica diaria puede observarse un comportamiento diferenciado entre máxima y mínima. Mientras que en ambos casos los mínimos están ubicados a mediados del verano, el máximo se ubica en el invierno en la mínima y en la primavera para la máxima.

Por supuesto, este comportamiento está ligado a las características regionales de la localidad estudiada.

Yamamoto et al. (1985) muestran que la variabilidad de la temperatura diaria de un conjunto de localidades de Japón ubicadas entre 41° y 46°N, poseen una marcha estacional con mínimo en verano y máximo en invierno. Por otra parte estos investigadores ponen énfasis en la precaución que se debe tener cuando se realiza un tratamiento estadístico temporal de las series de anomalías diarias, utilizando la presunción de estacionariedad, ya mencionada con anterioridad por Trenberth (1984a,b).

Este tema será tratado más adelante cuando se aborde el problema del filtro estacional.

Otro inconveniente se presenta en el tratamiento estadístico diario debido a la falta de normalidad en las muestras diarias. La figura 24 muestra que la mayor parte de los días no tienen distribuciones de probabilidades simétricas con límites críticos de $\hat{C}_s \leq |0.10|$, según Yevjevich (1972b).

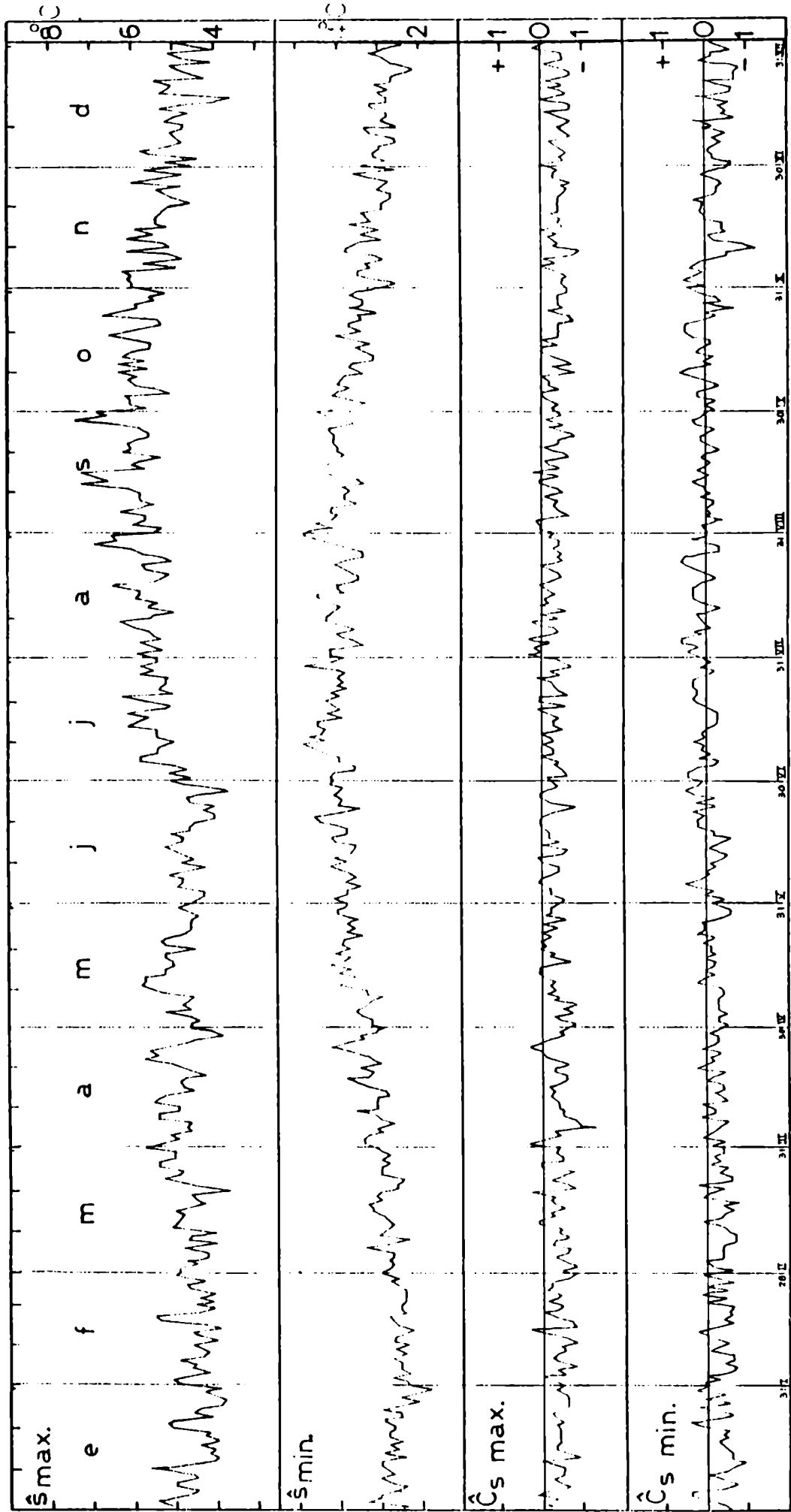


Figura 24: Marcha anual del desvío típico (s) y sesgo (Cs) de las temperaturas máximas y mínimas diarias en San Miguel de Tucumán. Período 1911-78.

En el caso estudiado, la asimetría también tiene una leve marcha estacional con mínimos en el invierno y máximos en el verano. Se nota también que las temperaturas máximas tienen una particular predisposición hacia los sesgos negativos (izquierdo), es decir hacia los valores bajos.

8. FILTRO DE LA MARCHA ANUAL

Debido al conocimiento que tenemos sobre las singularidades climáticas intraestacionales, surge ahora un problema inevitable cuando se trata de filtrar la onda anual. Cuando esta operación se realiza supuestamente los residuos diarios que se analizan serían perturbaciones de diversas escalas excluyendo las micrometeorológicas por el intervalo de medición Δt , que se supone cada 24 hs.

Strauss (1983) ha discutido el rol del ciclo estacional en las series temporales y anteriormente Brooks y Carruthers (1953) analizaron la determinación estadística y la realidad de una periodicidad en los datos. Este último criterio se basa por supuesto, en el examen de una serie y el razonamiento físico de un hecho determinista, que es idéntico año a año, Sellers (1965).

Trenberth (1984a,b) y Madden (1976) aseguran que para la circulación general el ciclo anual sería filtrado con un onda ajustada por unos cinco armónicos de Fourier, estimada a partir de los valores medios diarios (Brooks y Carruthers, 1953). La anomalía o perturbación que nos interesa, según los autores, sería la diferencia entre el valor real observado y el filtro propuesto.

En este caso, el ajuste por Fourier surge de un análisis mínimo cuadrático con los algoritmos (41 a 44).

Las funciones de Fourier que ajustaron a las temperaturas máximas y mínimas medias diarias de San Miguel de Tucumán son:

$$\begin{aligned} \bar{T} \text{ máx.día} = & 26.2 + 6.1 \operatorname{sen}((2\pi t/365)+1.60) + 0.7 \operatorname{sen}((4\pi t/365)-1.09) + \\ & + 0.3 \operatorname{sen}((6\pi t/365)+2.05) + 0.2 \operatorname{sen}((8\pi t/365)-0.75) + \\ & + 0.2 \operatorname{sen}((20\pi t/365)-0.53) + 0.2 \operatorname{sen}((38\pi t/365)+2.72) \end{aligned}$$

(50)

$$\hat{S}^2_{\text{exp}} = 97.1\%$$

$$\begin{aligned} \bar{T} \text{ mín.día.} &= 12.9 + 6.7 \sin((2\pi t/365) + 1.29) + \\ &+ 0.7 \sin((4\pi t/365) + 4.36) \end{aligned} \quad (51)$$

$$\hat{S}^2 \text{ exp.} = 99.3\%$$

Según estas expresiones, se requiere un mayor número de armónicos para ajustar a la curva anual de temperatura media en la máxima que en la mínima, siempre considerando todos aquellos armónicos cuyas amplitudes C_i igualen o superen 0.2°C , de tal manera de poder con ellas, igualar o superar el 95% de la varianza total. En cada uno de los casos aquí se han explicado el 97.1% y 99.3% de la misma.

Las figuras 25a,b muestran los residuos de las temperaturas máximas y mínimas climáticas intraestacionales, como perturbaciones no ajustables por (50) y (51).

Por supuesto, estos residuos climáticos se suman a las perturbaciones T' de cualquier origen, afectando los estudios que con ellos se deseen realizar.

En que medida estos residuos climáticos afectan el análisis de perturbaciones T' , se ven en los resultados del cuadro 9a,b. En el se presentan a los estadísticos de dos series diarias en San Miguel de Tucumán para el año 1911, en la temperatura máxima y mínima con y sin filtros. Los filtros usados están explicitados por las expresiones (52) a (55).

$$T' = T_i - \bar{T} \quad (52)$$

$$T' = (T_i - \bar{T})/\hat{s} \quad (53)$$

$$T' = T_i - TF_t \quad ; \text{ con todos aquellos armónicos } C_i \geq 0.2^\circ\text{C} \quad (54)$$

$$T' = T_i - TF_1 \quad ; \text{ con el 1er. armónico de Fourier} \quad (55)$$

Las primeras filas del cuadro 9a,b muestran que las series que poseen una marcha anual generan estadísticos importantes en los primeros armónicos del espectro de varianzas, debido a que este método detecta a la marcha estacional como una onda larga. En el caso del 1er. y 2do. coeficiente de autocorrelación, éstos se muestran con valores elevados, dando una falsa idea de persistencia.

En realidad la onda anual trae una persistencia estacional y los cambios no son tan bruscos de una estación a otra, pero en este caso la terminología se refiere a persistencia de sistemas aperiódicos.

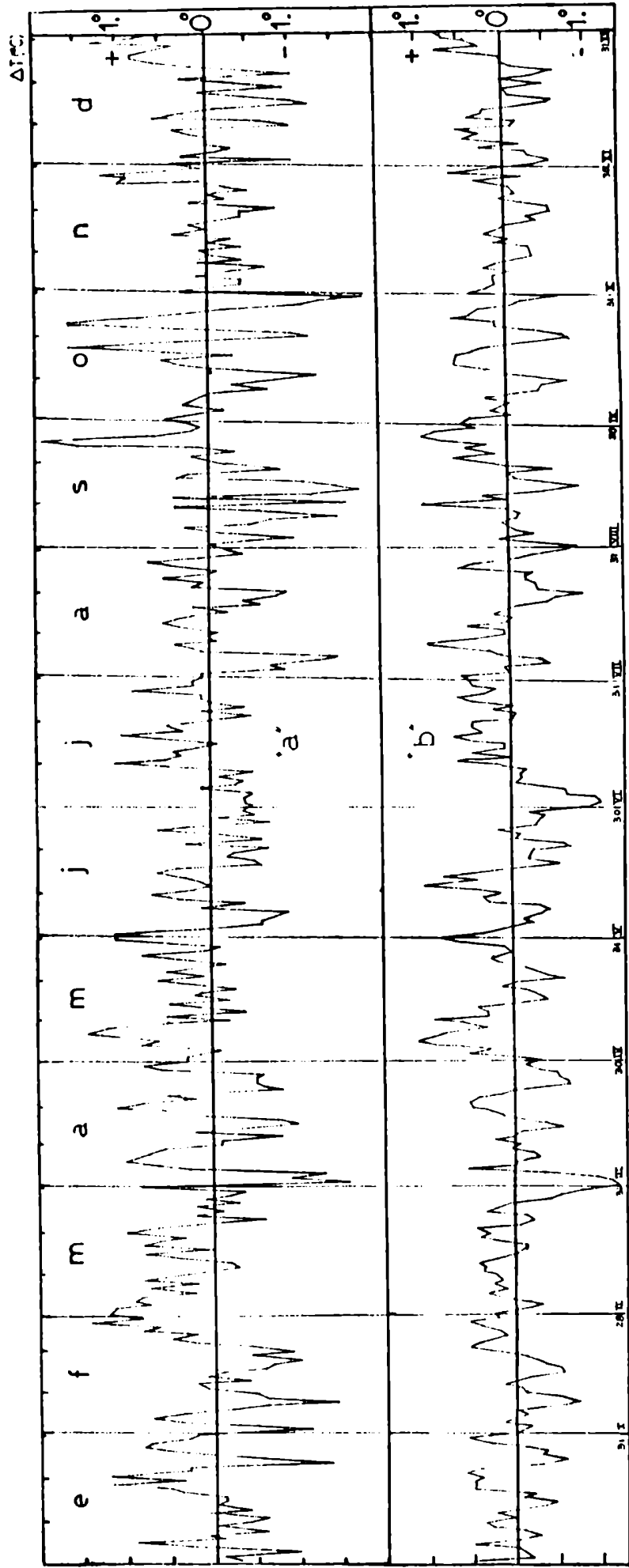


Figura 25: Marcha anual de los residuos de las temperaturas máximas y mínimas diarias, una vez ajustadas por la sumatoria de varios armónicos de Fourier. En la máxima (a:arriba) cuando los armónicos explicaban el 97.7% de la varianza, y en la mínima (b:abajo) cuando los armónicos explicaban el 99.3% de la varianza.

C U A D R O 9

Estadísticos de las series de temperaturas máximas y mínimas diarias del año 1911 en San Miguel de Tucumán. Se presentan diversos casos desde el valor real de la serie y utilizando diversos filtros.

TEMPERATURA MAXIMA (a)									
Serie	$\hat{S}t$	$\hat{S}o$	$\hat{S}1$	$\hat{S}2$	$\hat{S}3$	$\hat{S}4$	r1	r2	%St ²
(1)	6.54	.207	.180	.090	.027	.027	.752	.567	
(2)	4.92	.0002	.010	.038	.050	.042	.574	.256	
(3)	0.91	0	.008	.034	.046	.038	.536	.204	
(4)	5.00	0	.009	.036	.049	.042	.578	.261	
(5)	5.08	.0002	.010	.042	.056	.042	.590	.282	
(6)	4.15								40.3%
TEMPERATURA MINIMA (b)									
(1)	5.93	.364	.308	.123	.002	.010	.834	.761	
(2)	3.35	.019	.036	.048	.038	.028	.486	.258	
(3)	0.98	.014	.029	.043	.033	.024	.466	.236	
(4)	3.35	.019	.034	.046	.034	.025	.485	.264	
(5)	3.35	.018	.028	.039	.034	.026	.482	.259	
(6)	5.14								75.0%

NOTA:

$\hat{S}t$ = desvío típico de la serie

$\hat{S}i$ = cantidad de varianza no porcentual explicada por el armónico "i" del espectro de potencia, con i = 1, 2, ..., 4

r1 y r2 = autocorrelaciones de rezago uno y dos respectivamente

%St² = porcentaje de la varianza total

(1) = serie real sin filtro conteniendo a la onda anual

(2) = serie una vez filtrada la onda anual con el valor promedio diario; $T' = T_i - \bar{T}$

(3) = serie una vez filtrada la onda anual con el valor promedio diario, y cada valor dividido en su respectivo desvío típico diario; $T' = (T_i - \bar{T})/\hat{s}$

(4) = serie una vez filtrada la onda anual, con varios armónicos de Fourier con los algoritmos (50) y (51), que explicaban el 97.1% y 99.3% de la varianza generada por la onda anual

(5) = serie una vez filtrada la onda anual, sólo con el primer armónico de Fourier que explicaba el 40.4% y 75% de la varianza generada por la onda anual

(6) = el $\hat{S}t$ aquí corresponde al generado por el primer armónico de Fourier (C1).

El efecto aludido precedentemente cede al filtrar las series con cualquiera de los cuatro métodos descritos, sin embargo no se nota una mejora sustancial cuando se utiliza como filtro al valor medio diario respecto de una función de Fourier de uno o varios armónicos.

Este experimento muestra que los métodos de autocorrelación y espectro de la varianza no son lo suficientemente sensibles como para detectar deformaciones importantes en la marcha estacional, menos aún la de singularidades climáticas intraestacionales.

Si se normalizan los datos para cumplir con el requisito de estacionariedad de 2do. orden (53), debido al comportamiento estacional de la variabilidad, se obtienen parámetros que no mejoran mucho los obtenidos con un filtro rústico (54). Además del cuadro 5 puede verse comparando las autocorrelaciones de rezago uno y dos para los análisis indicados en (2) y (3) que la falta de estacionariedad de 2do. orden, ha generado en la serie filtrada sólo por la media diaria, un aumento ficticio de correlación en el 1er. rezago del orden de 7.1 y 4.3% (en máxima y mínima); y en el rezago 2do. del 25.5 y 9.3% (en máxima y mínima).

Estos detalles del análisis confirman que las estimaciones de los tiempos de independencia realizados con información de autocorrelación de series no estacionarias de 2do. orden, podrían estar afectadas, Yamamoto et al.(1985).

9. ESTUDIO DE LA PERSISTENCIA

a. AUTOCORRELACIONES

Una observación meteorológica diaria no es habitualmente independiente de su condición precedente, y además esta dependencia decrece con el transcurrir del tiempo, Brooks y Carruthers (1953).

Este autor y otros han tratado ampliamente el fenómeno en series de variables y eventos meteorológicos. La dependencia puede medirse de diversas maneras, de acuerdo con las características de los eventos o variables tratadas.

La persistencia en este trabajo fue estudiada con la estimación de autocorrelaciones y correlaciones como dos métodos bien diferenciados.

En esta oportunidad se trató a las series de temperaturas máxi

mas y mínimas diarias con el método de autocorrelación, Uriel(1985), como lo hiciera Walker (1946) en el pasado. El método ha sido descrito anteriormente en este trabajo y los algoritmos de cálculo presentados en (27) al (32).

Las series de perturbaciones desestacionalizadas (T') por el filtro (52) han sido tratadas siguiendo las metodologías sugeridas por Trenberth (1984a,b), y de la siguiente manera: (A1) análisis de la serie total como un sólo vector que contempla a todos los años tratados; (A2) como series parciales de cada año; y (A3) como series parciales por cada estación de cada año.

A1: SERIE TOTAL

Esta serie de perturbaciones desestacionalizadas ha sido filtrada por tendencia con el método de mínimos cuadrados a los efectos de convertirla en estacionaria de 1er. orden. Como se sabe, el efecto de una tendencia de largo plazo como las mostradas en la introducción de este trabajo, podría afectar a las estimaciones de las autocorrelaciones alterando el grado de dependencia entre los datos.

No se ha suprimido en este tratamiento la falta de estacionariedad de 2do. orden, debida a la marcha estacional que tiene la varianza, ya que este efecto sólo haría incrementar a la autocorrelación de rezago uno (r_1) en menos del 10%, según las pruebas mostradas anteriormente.

La figura 26 muestra los correlogramas de ambas series donde puede apreciarse en esta localidad, que la temperatura mínima posee un grado mayor de dependencia entre datos, que los de la temperatura máxima. Esta dependencia hace que con alta frecuencia, las primeras tres o cuatro autocorrelaciones se presenten como significativas estadísticamente en un tratamiento de series parciales anuales.

En la figura presentada puede verse que se cumple con la condición de ergodicidad, con r_k tendiendo a cero para "k" tendiendo a infinito.

Está claro en la figura que la temperatura máxima tiene un tiempo de independencia menor entre datos, y esto se debe a que esta variable en una zona casi tropical esté afectada por la evolución de la nubosidad y la precipitación, según se vió ya en las re-

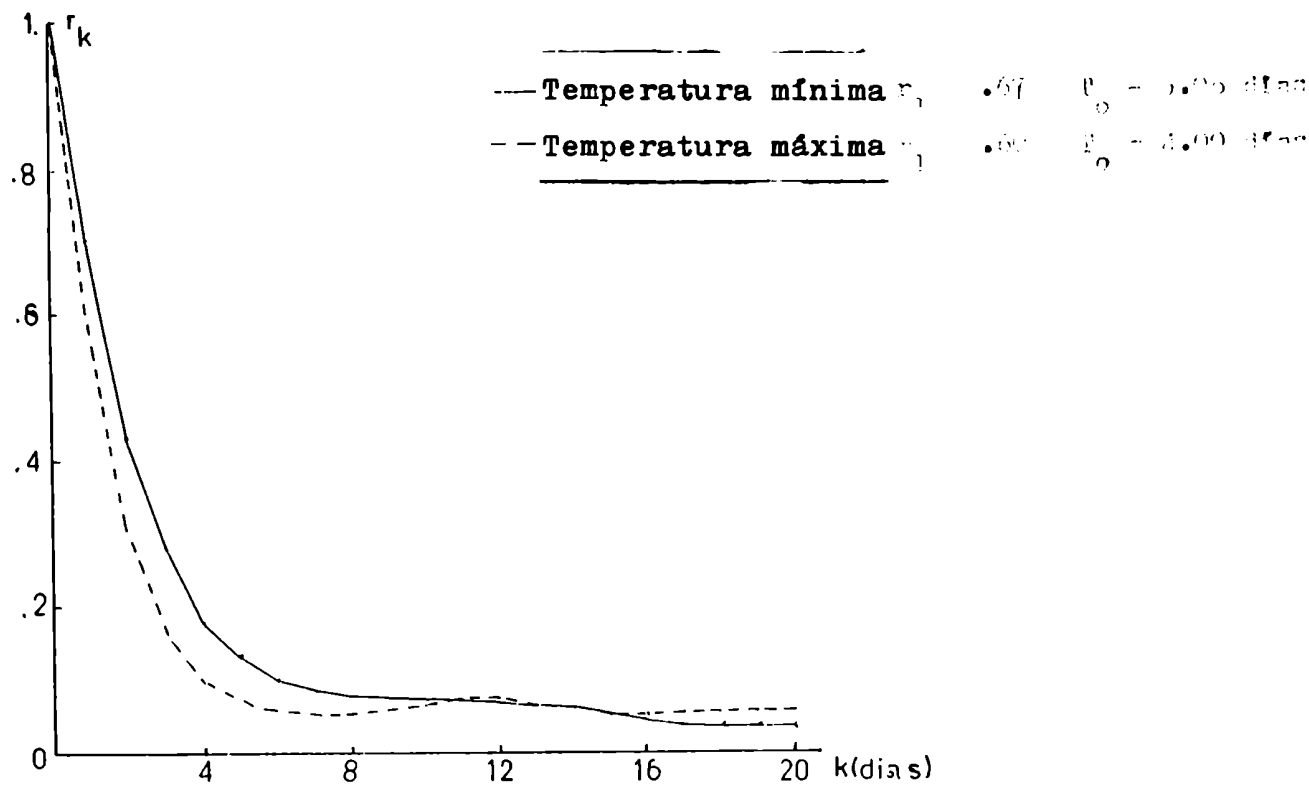


Figura 26: Autocorrelaciones de las series totales de anomalías en las temperaturas máximas y mínimas diarias de San Miguel de Tucumán, usando el "modo A1". Se indican además los primeros coeficientes de autocorrelación con el tiempo de independencia entre datos (r_1 y T_0). Período 1911-87.

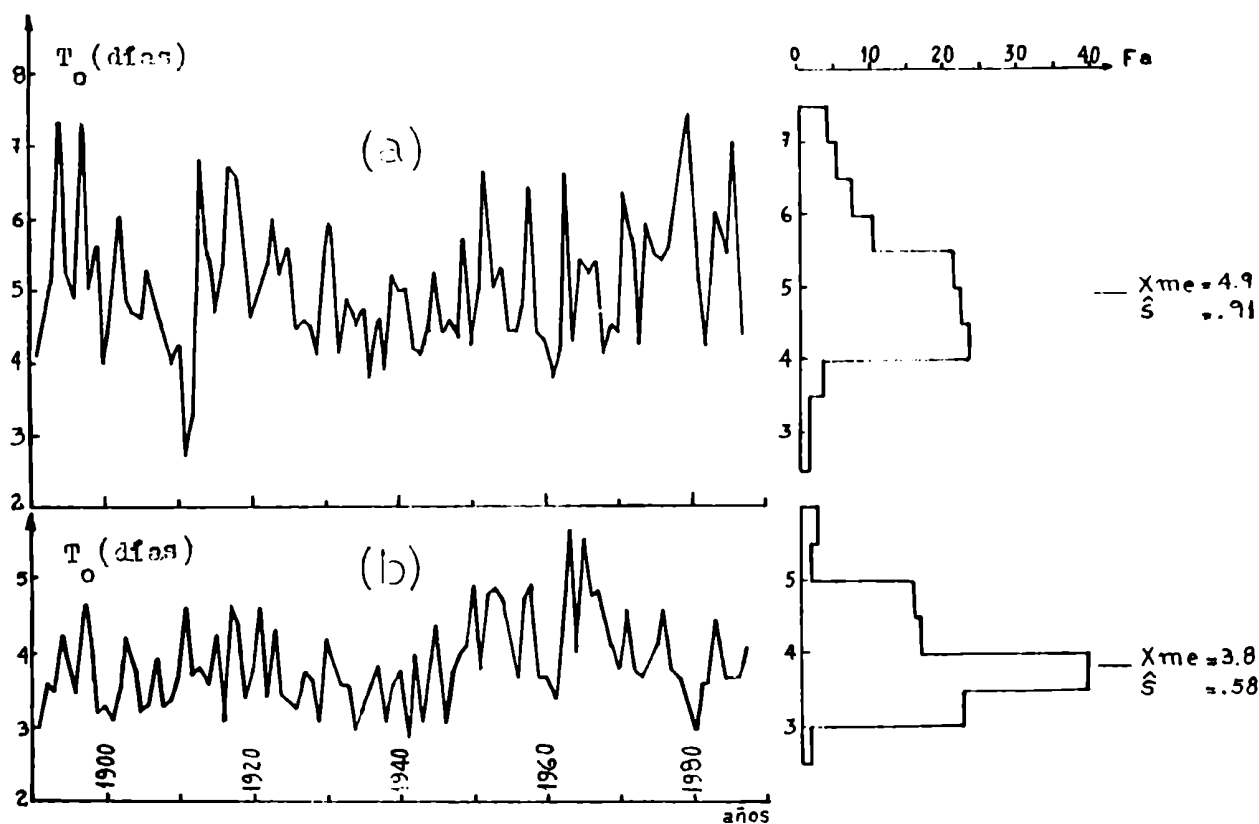


Figura 27a,b: Marcha interanual de los tiempos de independencia (T_0) en las temperaturas mínimas (a) y máximas (b). A la derecha las distribuciones de frecuencias y estadísticos.

laciones (5) a (8). Esto además está corroborado por la experiencia en la zona intertropical, Riehl (1965), pgs. 98 y 192.

La temperatura mínima se mostraría como una variable temporal "más conservativa" aunque este término no debe entenderse como una propiedad termodinámica.

Trenberth (1984a) sugiere siguiendo a Bayley y Hammersley (1946), Leith (1973) y Jones (1975) en (56), el uso del tiempo de independencia (T_o) (57) como estadístico de importancia en el tratamiento de las variables en el tiempo.

$$N_{eff} = N \Delta t / T_o \quad (56)$$

donde: N_{eff} = Nro. efectivo de observaciones independientes.

N = Nro. de datos.

Δt = paso temporal (que aquí se considera igual a uno).

T_o = tiempo de independencia entre datos debido a la persistencia.

$$T_o = 1 + 2 \sum_{k=1}^N (1-k/N) r_k \quad (57)$$

donde:

r_k = autocorrelación de rezago "k".

Si se asume que el modelo que mejor representa a un ruido rojo es el autorregresivo de primer orden (AR_1) (58), Uriel (1985), el $\hat{\alpha}_1 = r_1$.

$$x_i = \hat{\alpha}_1 x_{i-1} + E \quad (58)$$

donde: x_i = variable en el instante "i".

x_{i-1} = variable en el instante "i-1" (anterior con $\Delta t = 1$)

E = error aleatorio independiente normalizado.

Si N es grande, T_o puede aproximarse por (59).

$$T_o \cong (1 + \hat{\alpha}_1) / (1 - \hat{\alpha}_1) \quad (59)$$

En el caso estudiado las autocorrelaciones son significativas hasta rezagos grandes según los límites de confianza obtenidos mediante (32), y los tiempos de independencia estimados son de 4.0 y 5.1 días para las temperaturas máximas y mínimas diarias respectivamente.

A2: SERIES PARCIALES ANUALES

En las series climáticas largas existe la oportunidad de desdoblar la serie de perturbaciones analizadas anteriormente como un único vector, en N subseries tantas posibles como años existentes.

De los cálculos de éstas surge que el tiempo de independencia estimado por los estadísticos presentados en (57) o (59) poseen fluctuaciones interanuales importantes. Una estimación de T_0 según (59) puede verse en la figura 27a,b para la temperatura máxima y mínima diaria respectivamente. Este hecho ya había sido analizado por Walker (1946) cuando trató series diarias de presión atmosférica, y se debe en general, a la presencia y evolución en el tiempo de señales lentas generadas en las condiciones de borde del subsistema atmosférico, Trenberth (1984b).

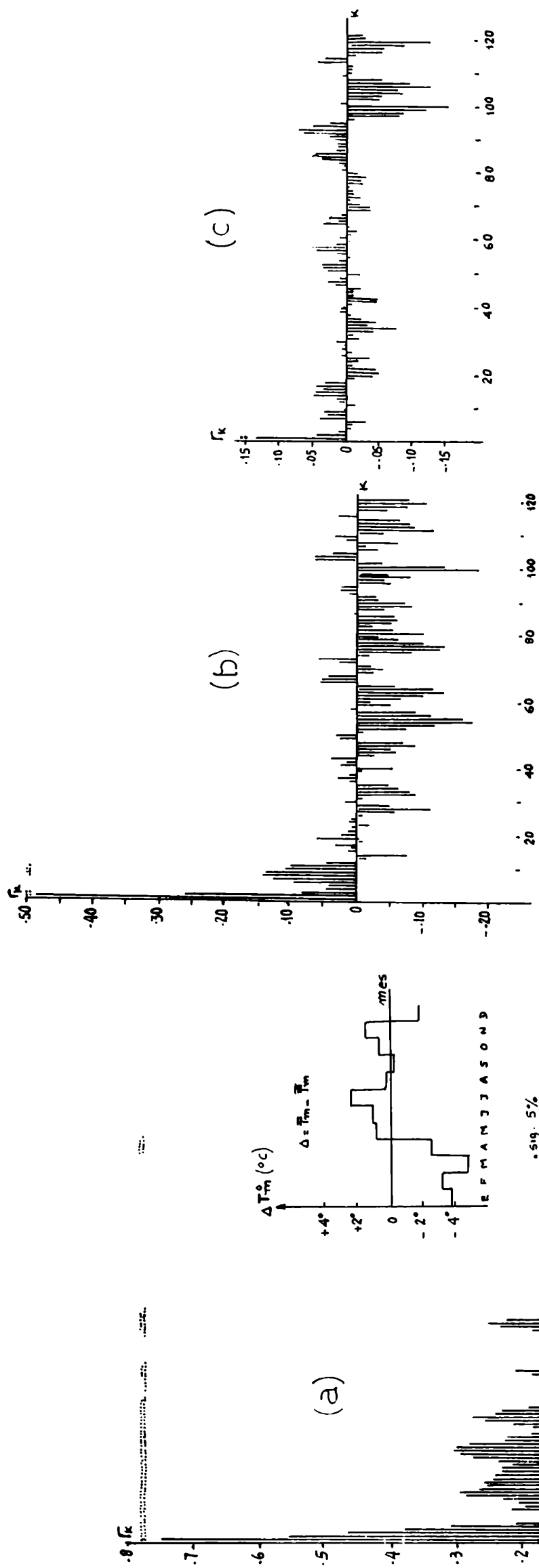
En efecto, las distintas combinaciones e interacciones que existen entre las partes del sistema climático, pueden generar perturbaciones diferenciadas año tras año como las indicadas en las figuras 28a,b,c, para las temperaturas mínimas de los años 1913, 1911 y 1914.

La figura 28a da cuenta de una onda anómala de gran escala que produjo perturbaciones mensuales superiores a 4°C en términos absolutos en una parte del año, lo que determina una tendencia en los valores diarios del año 1913. Esta tendencia hace que los coeficientes de autocorrelaciones sean significativos hasta el rezago 53. Una vez filtrada la tendencia, la significación debida a la persistencia se proyecta hasta el rezago 6, pero sigue generando significación en 50 autocorrelaciones de 121 rezagos.

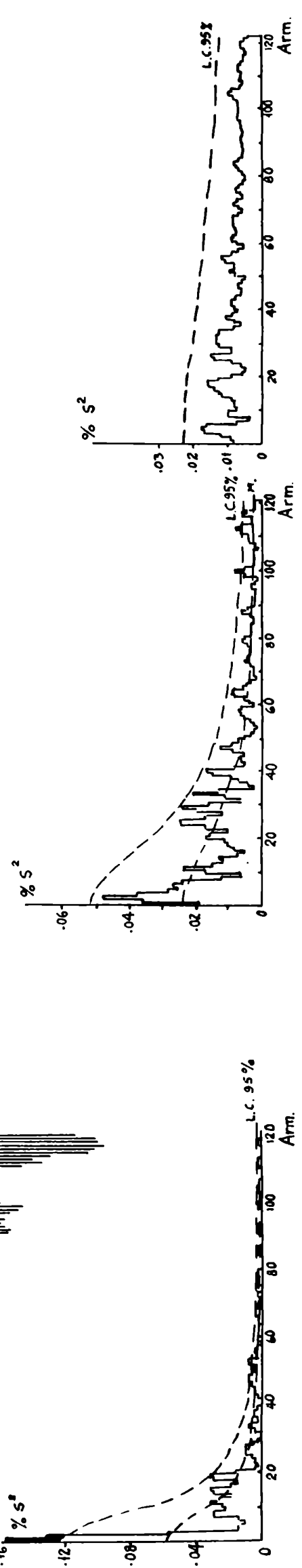
La figura 28b del año 1911 muestra una dependencia roja de Markov, seguramente modelable con un AR_1 , además de insinuar procesos en 8-9 días que serían debidos a perturbaciones sinópticas.

En cambio la figura 28c da cuenta de un ruido blanco casi perfecto (proceso aleatorio independiente) con una pobre autocorrelación de rezago 1, y una distribución de varianzas espectrales de forma casi rectangular.

Los tres casos descriptos se presentan con el objeto de mostrar que en un solo quinquenio se han observado tres estructuras completamente diferenciadas, no sólo desde el punto de vista del tratamiento estadístico, sino también de los procesos físico que



Figuras 28a,b,c: Autocorrelaciones y espectros de potencias de las anomalías de las temperaturas mínimas diarias en los años 1913 (a), 1911 (b) y 1914 (c). En (a) se muestra además, las anomalías medias mensuales del año 1913.



representan.

Las distribuciones de frecuencias y estadísticos de los tiempos de independencia (T_0) que se ven a la derecha de las figuras 27a,b revelan que la mayor probabilidad de encontrar apartamientos de este estimador se da en la temperatura mínima, en cambio en las temperaturas máximas se observa bien un salto de la variable alrededor de 1950. Este salto ha sido descripto en otras variables de Argentina por Vargas y Minetti (1989) y están reflejadas también en los índices de circulación.

En este caso, el paso de un bajo a un alto tiempo de independencia está asociado con aumento de la dependencia entre los datos diarios de la temperatura máxima cuando sobrevino el período lluvioso de la década de 1950.

Así como fue posible tratar la climatología de los tiempos de independencia (T_0), se puede tratar la climatología de las dependencias estimadas por la longitud de las primeras autocorrelaciones significativas.

La Figura 29 muestra las frecuencias relativas de la ocurrencia de autocorrelaciones significativas consecutivas al nivel del 5%. En la temperatura máxima se han observado autocorrelaciones significativas en más del 50% de casos hasta el rezago tres (r_3), y en la mínima hasta el rezago cuatro (r_4); pero además en ambas variables se han observado autocorrelaciones significativas en el 100% de casos hasta el rezago dos (r_2).

Mientras en el caso anterior preocupaba la persistencia, en la figura 30a,b nos interesan las autocorrelaciones no persistentes, distantes en el tiempo con significación al 5%, sean éstas positivas o negativas hasta el rezago 90 (r_{90}) en una muestra del período 1891-1930 (40 años).

En ella se ve un rápido agotamiento del proceso de memoria de la temperatura máxima y más lento en la mínima una vez superados los cinco días. Sin embargo, no se advierten recurrencias de ningún cuasi-período, al menos en los niveles de frecuencia del 50% o más como para suponer que existan períodos largos prevalentes en el comportamiento temporal de la temperatura en San Miguel de Tucumán. Es- se debería en principio al constante cambio en los modos de funcionamiento de la atmósfera como se ha descripto anteriormente en las figuras 28a,b,c, y siempre tratadas con la metodología de autocorrelaciones.

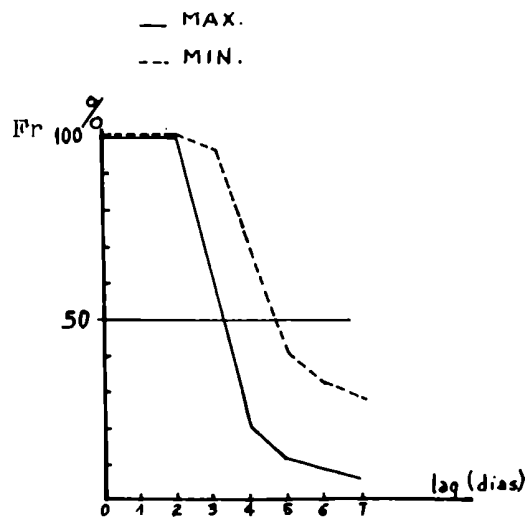
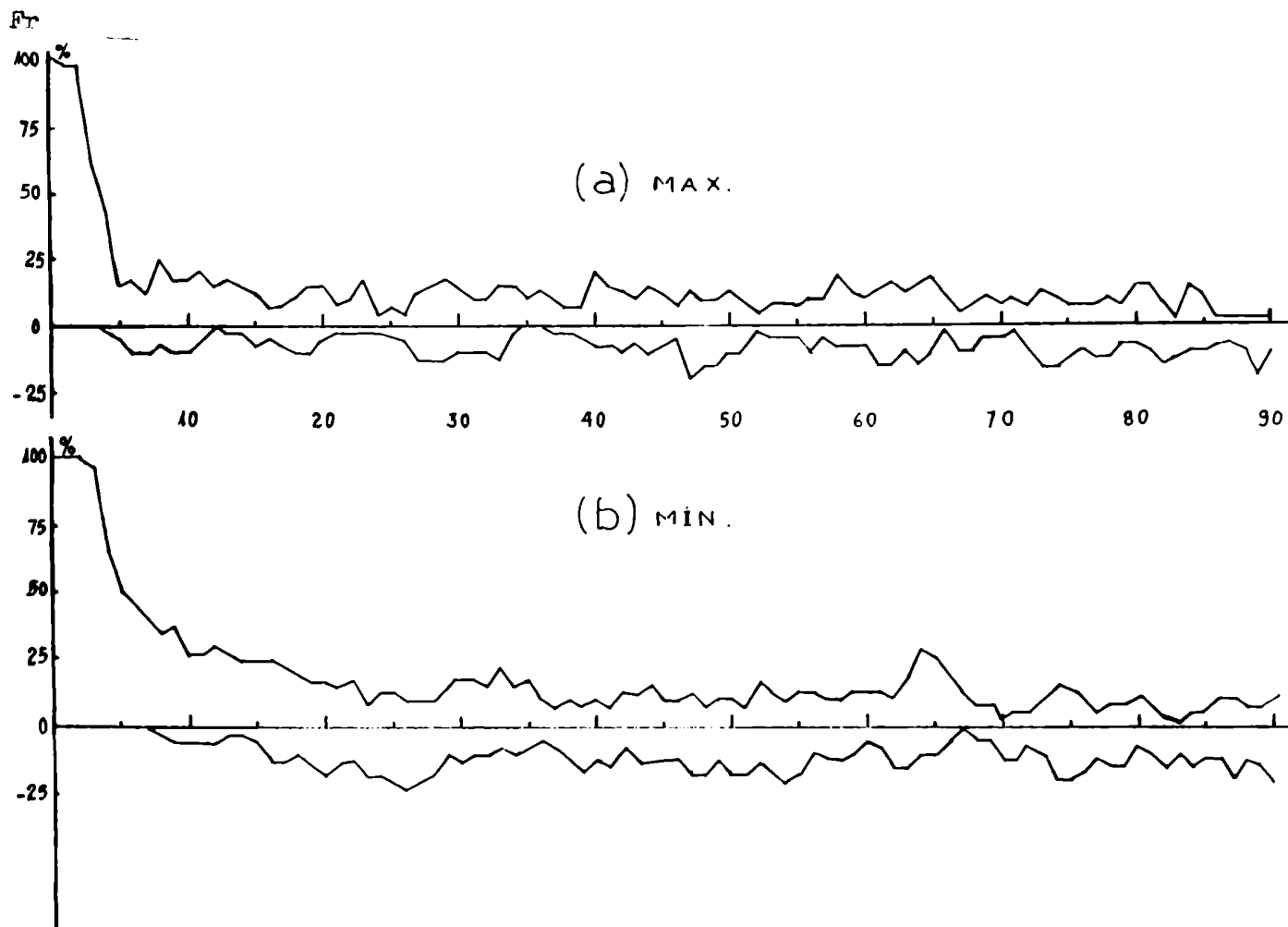


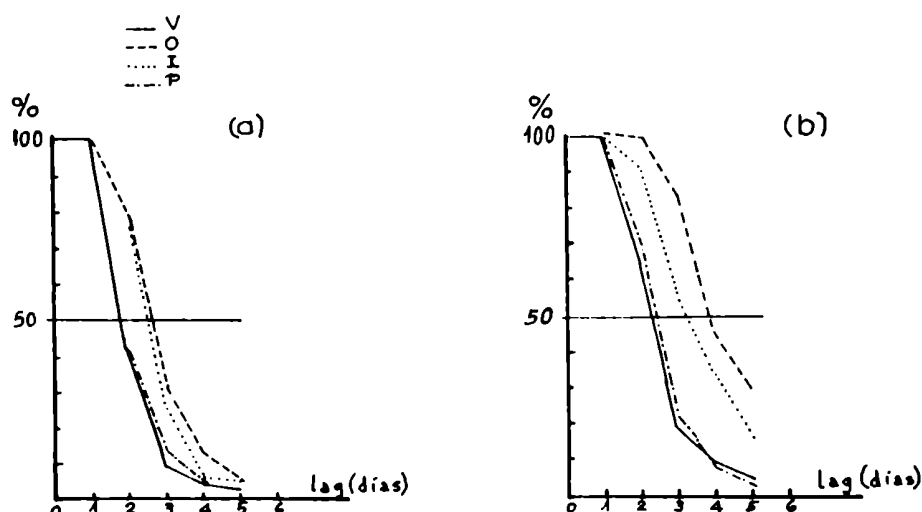
Figura 29: Frecuencias relativas de ocurrencia con los años, de autocorrelaciones significativas al nivel del 5% hasta el rezago (lag) 7mo, en las anomalías diarias de las temperaturas máximas y mínimas de San Miguel de tucumán. Período 1889-1987.



Figuras 30a,b: Idem Figura 29 para todas las autocorrelaciones significativas hasta el rezago 90.

A3: SERIES PARCIALES ESTACIONALES

Diferentes resultados se observan si se discriminan las series en partes estacionales según se aprecia en las figuras 31a,b. Aquí la persistencia muestra una marcada marcha estacional con predominio otoño-invernal y mínimo de verano-primavera.



Figuras 31a,b: Frecuencias relativas de ocurrencia con los años, de autocorrelaciones significativas al nivel del 5% hasta el rezago 5 en las anomalías de las temperaturas máximas (a) y mínimas (b), para las estaciones de verano (V), otoño (O), invierno (I) y primavera (P).

Los cambios estacionales de la persistencia ya eran conocidos en el pasado, Schwerdtfeger (1952). Aunque la onda anual ha sido filtrada para analizar las perturbaciones T' , cualquier variación de la onda filtrante originada por anomalías en el balance de radiación y circulación daría lugar a la aparición de ondas largas debido a la presencia de un mayor número de singularidades climáticas intraestacionales durante el otoño (ver figura 23). Por supuesto que no buscaríamos responsabilidades en el forzante externo dado por la energía solar entrante que cambia suavemente con el tiempo, Sellers (1965), Fuenzalida (1989).

Este forzante es tan suave con el tiempo, que puede ser representado bien por la suma de varios armónicos de Fourier, Strauss (1983), en cambio las singularidades y sus cambios serían resultantes de un complicado equilibrio de un sistema climático de tipo no lineal, Hunt (1988). La presencia de no linealidad en el sistema climático resulta ser un considerable elemento de impredecibilidad, Chervin (1986).

Antes de continuar con este tratamiento es importante examinar

el cuadro 10. En el se detallan los estadísticos de la variabilidad natural por estación del año. El término "variabilidad natural" del clima ha sido mencionado por Trenberth (1984) cuando se refiere a que "esta estaría presente en un clima que aún no esté cambiando por influencias externas", Leith (1973). Como se dijo anteriormente, T' representa a una gran gama de variabilidades que van desde las generadas por algunos fenómenos de mesoescala (debido al intervalo de medición de un día), creciendo hacia la escala sinóptica; a la de ondas más largas (o lentas) generadas por autovariaciones del subsistema atmosférico tales como el ciclo índice, Namias (1950), Webster y Keller (1975); a las debidas por variaciones lentas de las condiciones de borde tales como las del ciclo ENSO, Quinn et al. (1978) y otras más lentas de la circulación oceánica; y aquellas de origen antropogénico (no natural) como las ocasionadas por la actividad humana al cambiar la composición química de la atmósfera, y que ocasionarían largas tendencias al calentamiento y disminución de la amplitud térmica, Karl et al.(1984).

Madden (1976) aclara: "Los estados climáticos son definidos típicamente en términos de promedios estimados en tiempos finitos, y como tal están sujetos a fluctuaciones de origen estadístico a los cuales nos referimos como "variabilidad natural" o "ruido climático". El mismo autor aclara que el término usado para describir

C U A D R O 10

Desvíos típicos estacionales promedio de las perturbaciones (T') y de los valores promedio diarios (\bar{T}).

TEMPERATURA MAXIMA					
Variable/estación del año	Verano	Otoño	Invierno	Primavera	
$\hat{S} (T')$	4.55	4.87	<u>5.52</u>	<u>5.52</u>	- variabilidad natural
$\hat{S} (\bar{T})$	1.36	<u>2.76</u>	2.21	1.80	- variabilidad intraestacional
TEMPERATURA MINIMA					
$\hat{S} (T')$	2.67	3.47	<u>4.03</u>	3.36	- variabilidad natural
$\hat{S} (\bar{T})$	0.70	<u>3.06</u>	1.43	2.29	- variabilidad intraestacional

NOTA:
Como variabilidad intraestacional, se repite información suministrada en el Cuadro 6. El valor subrayado indica la máxima variabilidad.

aquel cambio climático que resulta de causas naturales dentro del sistema océano-atmósfera, en oposición de aquellas que resultan de causas externas, tales como las causadas por la variabilidad solar o influencias antropogénicas.

En las estimaciones de la variabilidad natural del cuadro 10, los estadísticos no han sido corregidos por la influencia que la persistencia ejerce sobre ellos, Brooks y Carruthers (1953). También se presenta en el cuadro los desvíos típicos de las temperaturas medias diarias como índice del aporte estacional a la variabilidad total.

En el se puede ver que la mayor variabilidad natural (de los T') está en el invierno en la temperatura mínima, e invierno y primavera en la temperatura máxima. En cambio, la mayor variabilidad de la onda filtrante (de las temperaturas medias diarias) en ambas variables, se encuentra en el otoño, como se mencionó anteriormente.

b. CORRELACIONES

Como se ha visto en el apartado anterior, el tratamiento de los residuos por el método de autocorrelación desemboca en el modelo autorregresivo de la serie.

Por otra parte cuando se discriminaron las series en forma estacional pudo advertirse que la persistencia crecía en el otoño e invierno con aumento de frecuencia en la aparición de ondas largas en la estructura térmica de ambas estaciones, observados en los respectivos espectros. Esta información es corroborada por la experiencia sinóptica, ya que los "sistemas de tiempo" son más persistentes en esas épocas del año.

Para el análisis estacional de la persistencia, se ha necesitado hacer un cambio metodológico según lo expresa el cuadro 11, de Minetti y Vargas (1989).

Este cambio de modo desdobra el único vector de anomalías tratado en el "modo A", en múltiples vectores diarios, designándose a partir de ahora como "modo B". Con este último se pueden obtener las correlaciones entre anomalías T' diarias anteriores o posteriores a un día dado usando (60).

$$r = \frac{\sum_{i=1}^N x_i y_i}{\left(\left(\sum_{i=1}^N x_i^2 \right) \left(\sum_{i=1}^N y_i^2 \right) \right)^{1/2}} \quad (60)$$

con: $x_i = T_i'$ de un día dado y $y_i = T_i'$ de otro día dado

En este algoritmo no se requiere que la variable reste del valor promedio pues ellas son ya perturbaciones del valor promedio.

Como se ve el cambio de metodología entre los modos A y B convierte el tratamiento de autocovarianzas y autocorrelaciones en el de covarianzas y correlaciones.

C U A D R O 11

Esquema de dos modelos conceptuales en el tratamiento de series diarias. Se parte de una matriz de anomalías desestacionalizadas. Anomalías (X').

MODO A						MODO B					
años/días	1	2	3	4365	años/días	1	2	3	4365
1		*				1					
2						2					
3						3					
.						.					
.						.					
.						.					
N					.	N					
un solo vector						365 vectores					
TRATAMIENTO						TRATAMIENTO					
-Autocovarianza						-Covarianza					
-Autocorrelación						-Correlación					
-Espectro de la varianza						-					
-Detección y modelado de la persistencia media						-Detección de la persistencia y análisis estacional e intraestacional					
-Detección de periodicidades y cuasi periodicidades						-Detección de asociaciones a distancia no periódicas(advance symptoms or forerunners)					
-Tratamiento de las perturbaciones como ruido sinóptico						-Tratamiento de las perturbaciones interactuando con la marcha estacional					
-Modelo: autorregresivo						-Modelo: propuesto					

Por supuesto que las limitaciones inherentes al primer método como las del efecto perturbador de una tendencia con el tiempo (o falta de estacionariedad de 1er. orden) que afecta a las primeras autocorrelaciones, también son válidas en el "modo B" en la estimación de la correlación.

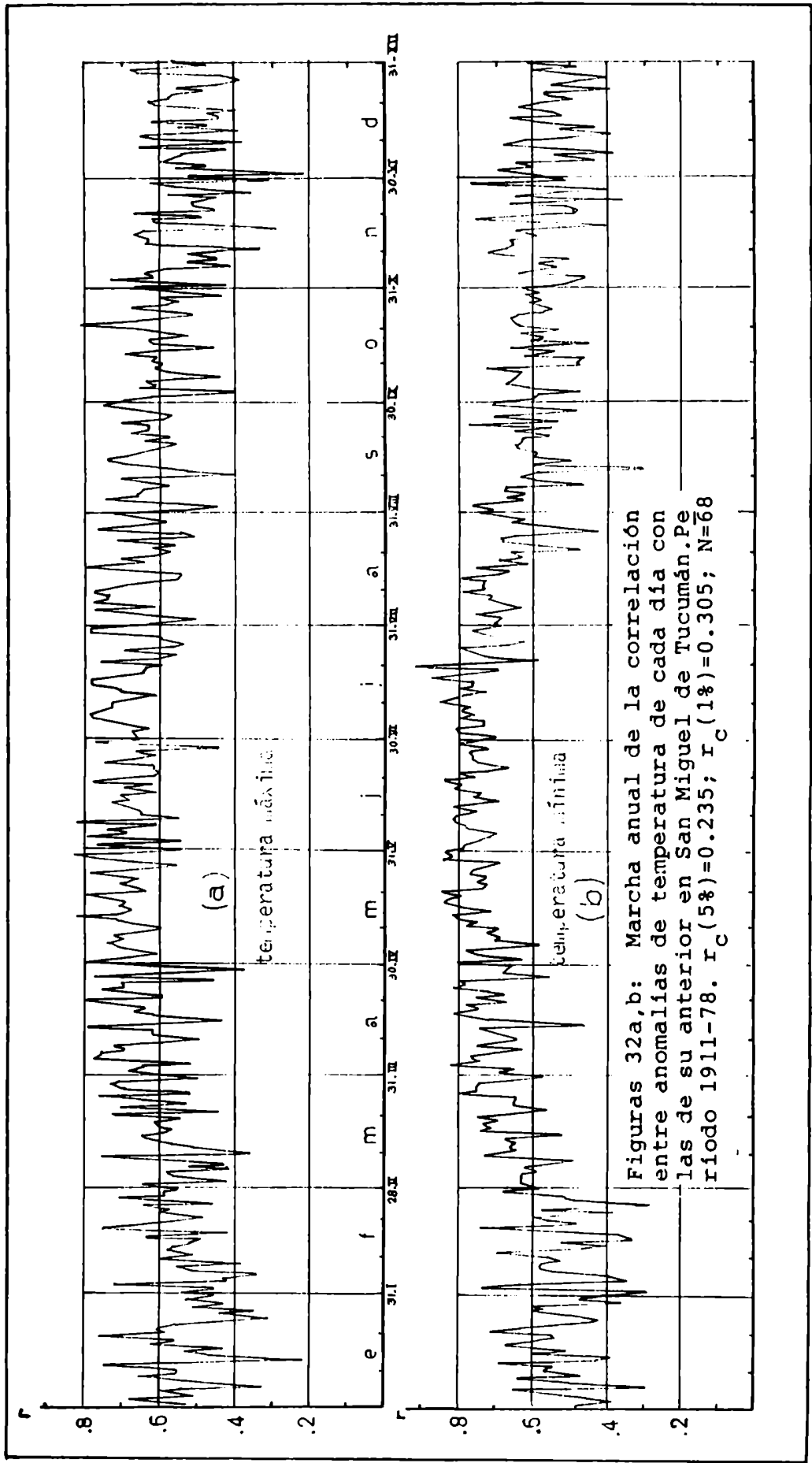
Por este motivo se esperaría que las primeras correlaciones que detectan y definen la longitud de la dependencia, y en menor medida las correlaciones distantes estén afectadas. Mediante un tratamiento de simulación se generaron series al azar por el método Montecarlo, Uriel (1985) con valores promedios y desvíos típicos semejantes a los de la temperatura invernal (que está más afectada por tendencia), agregando la máxima tendencia observada en julio ($b = 0.02 \text{ }^{\circ}\text{C/año}$). Como resultado dió una alteración en la correlación del orden del 2%, valor no significativo en este estudio.

Las figuras 32a,b muestran la marcha anual de las correlaciones entre cada día y su anterior en las temperaturas máximas y mínimas diarias desestacionalizadas por (52). En ella se puede apreciar la marcha anual de la persistencia y sus variaciones intraestacionales. Solo en dos días del año se observaron correlaciones no significativas al 5% en la temperatura máxima con su día anterior, identificados como los días 13 de enero y 1ro de diciembre.

Los sectores "a" de las figuras 33 y 34 muestran las "longitudes de las dependencias" ocasionadas por la persistencia (escala vertical) que se define como: los números de días correlacionados en forma significativa al 5% hacia atrás y hacia adelante de cada día, sin que estas dependencias se interrumpan en algún día (abajo y arriba en el gráfico). Por ejemplo, el día 16 de mayo está correlacionado significativamente en la temperatura mínima (los T'), hacia adelante hasta el día 19 y hacia atrás hasta el día 8 del mismo mes. Las correlaciones de cada día con sus anteriores y posteriores se estimaron hasta un corrimiento de ± 180 días.

En ambos gráficos puede apreciarse la marcha anual e intraestacional de la longitud de la dependencia. Está claro allí, que la misma no es simétrica y no se encuentra una clara relación entre las singularidades climáticas intraestacionales con ésta.

A modo de ejemplo, si se utilizan los vectores de anomalías diarias de temperaturas mínimas según el "modo B", correlacionando estos vectores con sus laterales (período 1911-78), se encuentra que las anomalías del día 16 de mayo, figura 35, están altamente asociadas con sus días anteriores y posteriores, constituyendo el grupo A, que incluye asimétricamente doce días del mes, debido aparentemente a la persistencia. Además, las anomalías de ese mismo día (16 de mayo) están correlacionadas en forma más distante con



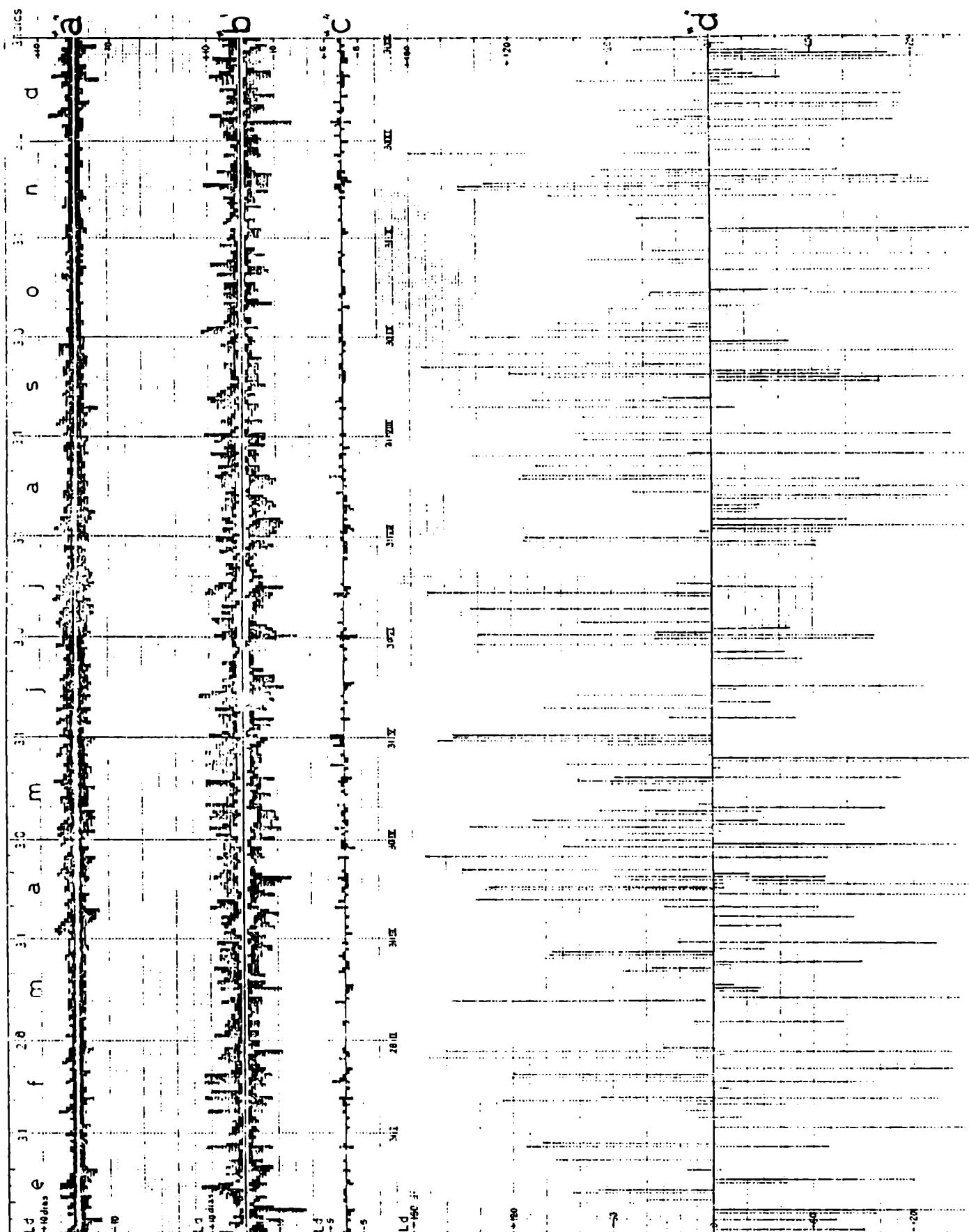


Figura 33: Marcha anual de la longitud de la dependencia (Ld) debidas a la persistencia, memorias distantes y precursores en la temperatura máxima de San Miguel de Tucumán. (a) longitud de la dependencia estimada con significación del 5%(en negro); (b) longitud de la dependencia estimada con significación del 1%(en blanco) y número de días con correlaciones distantes significativas al 1%(en negro); (c) número de días con correlaciones distantes con significación del 1%(en negro); (d) rezago en días de la correlación más distante con nivel de significación del 1% para cada día. Las estimaciones fueron realizadas en rezagos de ± 180 días (adelante y atrás) del día indicado.

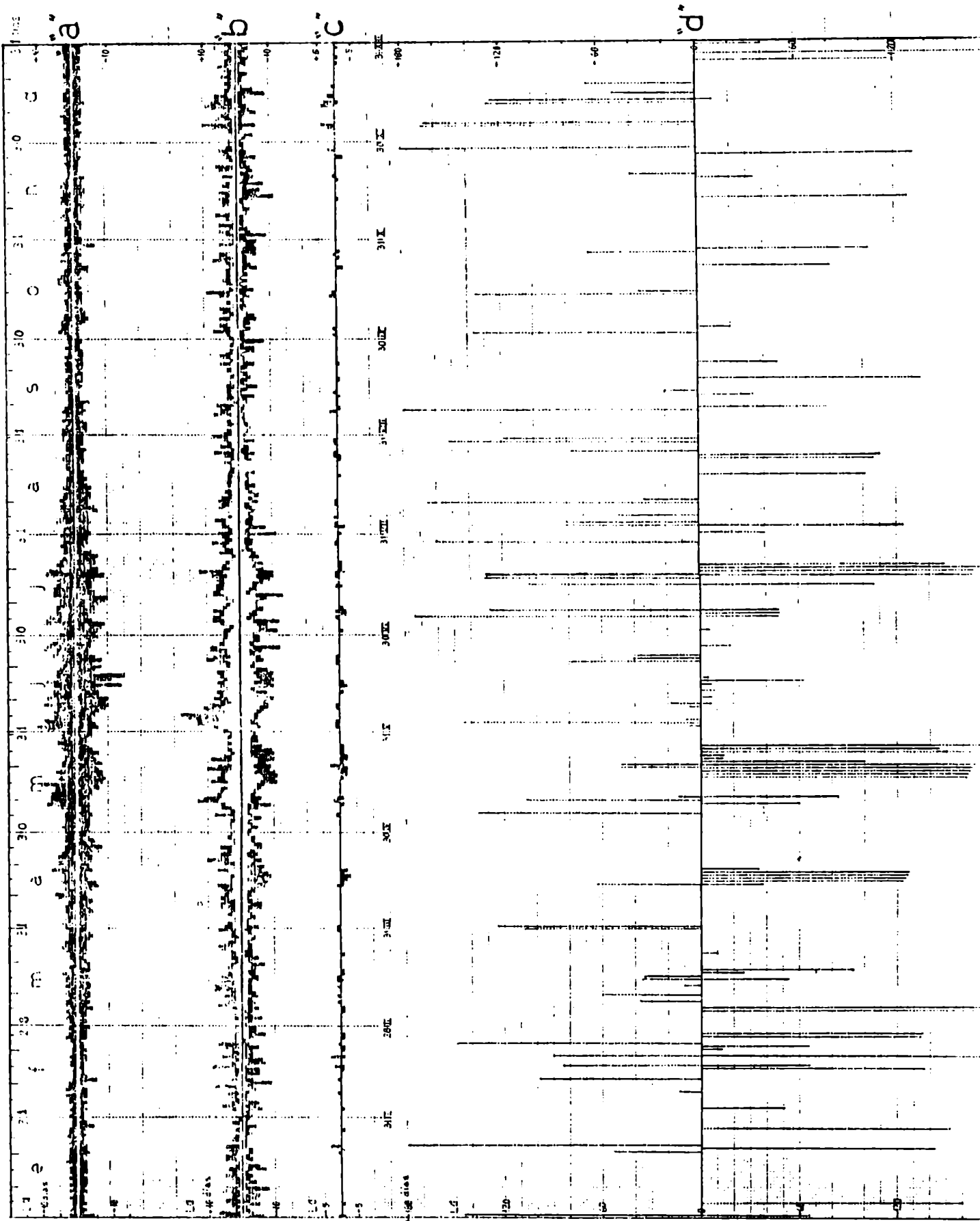


Figura 34: Idem Figura 33, para la temperatura mínima.

las anomalías de los últimos días del mes (grupo B).

El total de vectores correlacionados con el día 16 de mayo del mes resulta ser de 22, o sea que lo que ocurra en el día 16 terminaría siendo determinante de la anomalía mensual. En efecto la figura 35 muestra la correlación que tienen cada uno de los vectores de anomalías diarios T' con la anomalía de la temperatura mínima media mensual del mes de mayo, en una prueba piloto realizada en el período 1911-35. Se destacan en la figura los niveles de significación del 5%, 1% y 1%.

Por supuesto este es un caso particular de vinculación entre singularidad climática intraestacional (la de mediados de mayo), persistencia y asociación distante entre perturbaciones.

Los sectores "b" de las figuras 33 y 34 muestran la marcha anual e intraestacional de las longitudes de la dependencia computadas como en "a", pero al nivel de significación estadística del 1% (en blanco), y se agregan además al número de días con correlaciones no persistentes que existen a distancia, siempre en el mismo nivel de significación (1%).

El sector "c" de ambas figuras muestran la existencia de una cantidad de días con correlaciones no persistentes a distancia con significación del 1%. En "d" se grafica la máxima distancia en el lapso ± 180 días con correlaciones significativas al 1% que existe en cada día del año.

A partir de ahora, para unificar la terminología, se denominará a las correlaciones significativas distantes y que no son persistentes, como "memoria distante" si la asociación es hacia atrás del día de referencia, y como "síntoma precursor" si la asociación es hacia adelante. El término "precursor" ha sido usado en la URSS por Borisova y Rudiceva (1968) como reconocimiento de los "síntomas anticipativos" de condiciones atmosféricas específicas.

El hallazgo de correlaciones distantes en la información meteorológica y/o climática, no es nuevo y ha sido ampliamente descripta por Lamb (1973). Su uso práctico ha sido desarrollado en el Hemisferio Norte por Baur (1956)(1958) en Alemania, por U.S. Weather Bureau (1965), Namias (1952)(1954) en USA, Hay (1967) en Inglaterra y Borisova y Rudiceva (1968) en la URSS, donde también se los denomina "reglas de pronóstico" (forerunners). Más recientemente, Ropelewsky y Halpert (1987) entre otros, han usado el índice de la Os-

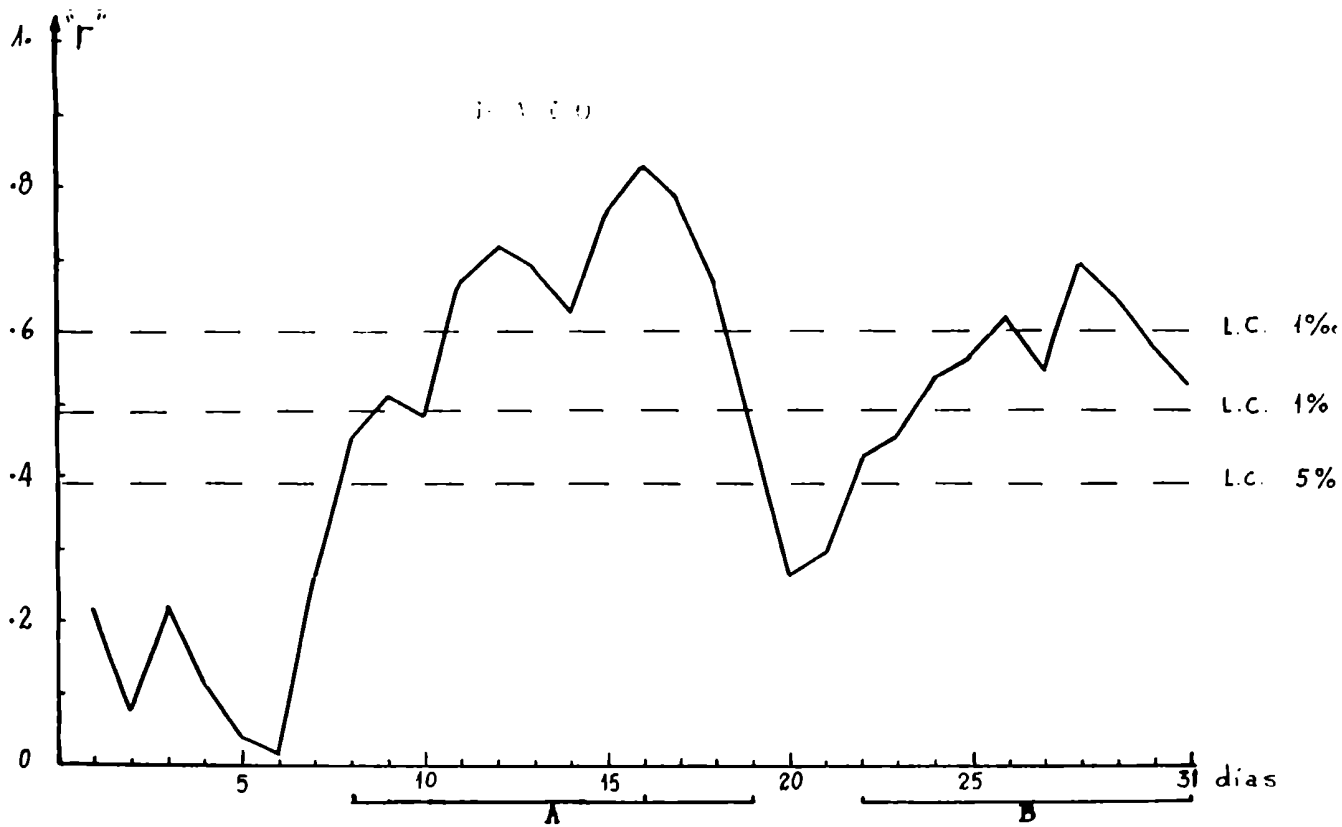


Figura 35: Correlaciones entre anomalías diarias con la mensual en la temperatura mínima de San Miguel de Tucumán, para el mes de mayo en el período 1911-35. Puede observarse la longitud y asimetría de la persistencia que tiene el día 16 indicado por "A", y el grupo de días indicado por "B" con correlaciones distantes no persistentes, durante el período 1911-78.

cilación del Sur (SO) como condiciones precursoras de determinadas condiciones atmosféricas en diversas regiones del mundo.

En Argentina, Minetti y Suárez (1982) utilizaron estas asociaciones a distancias para encontrar indicadores del invierno venidero, con las condiciones del otoño anterior usadas como precursoras en San Miguel de Tucumán, de la misma manera que Minetti y Vargas (1989) buscaron condiciones precursoras de inviernos nevadores en la Cordillera Central.

Este comportamiento antecedente o reglas de pronóstico estadístico pueden ser encontradas para diferentes épocas del año, y algunas de ellas están asociadas a episodios estacionales característicos (o singularidades climáticas intraestacionales) que se manifiestan en fechas particulares, Baur (1956).

Lo descripto anteriormente puede representarse metodológicamente de la siguiente manera: por un lado está el "modo A" que al tratar los datos desestacionalizados modela a la persistencia como una forma de dependencia inmediata entre el dato con el siguiente, por un proceso autorregresivo de orden "n" (AR_n) (61), Trenberth

(1984a,b), Leith (1973), pero que no contemplan a la marcha estacional de la persistencia ni a los síntomas precursores.

De la otra manera, el modo B requiere un algoritmo día por día para su representación (62).

MODO A:

$$T_t = a T_{t-1} + b T_{t-2} + \dots + E_i \quad (61)$$

MODO B:

$$T_e = a T_{e-1} + b T_{e-2} + \dots + p T_{e1} + q T_{e2} + \dots + E_i \quad (62)$$

donde: T_t = variable que se intenta describir mediante un modelo autorregresivo.

a, b = constantes del modelo autorregresivo.

T_{t-1}, T_{t-2} = variable defasada en uno o dos rezagos.

E_i = error aleatorio independiente y normalizado.

T_e = variable que se intenta describir mediante el modelo propuesto. El subíndice "e" indica un día determinado.

a, b = constantes del modelo regresivo.

T_{e-1}, T_{e-2} = variable defasada en uno o dos días.

p, q = constantes de un modelo regresivo con variables predictoras distantes en e_1, e_2 , etc., también denominadas precursores.

E_i = error aleatorio independiente y normalizado.

El modelo autorregresivo según el modo A ya había sido descrito en el apartado anterior y es general para cualquier día del año. En cambio el modo B modela a la dependencia entre los datos para cada día del año.

Las investigaciones desarrolladas en el Hemisferio Norte por los autores mencionados anteriormente al igual que las mostradas en Argentina, indican que inviernos fríos o nevadores estarían asociados preferencialmente a cierta forma de circulación meridional intensa. En situaciones extremas como las estudiadas, las condiciones intraestacionales están asociadas con una determinada "estructura" de cambios de tiempo determinada en la estación anterior, donde resaltan los "síntomas anticipativos" (advance symptoms). Si bien estos síntomas se destacan sobre un día y sus entornos, están indicando una estructura temporal diferenciada e interpretable como "tipos de procesos de circulación".

Estos precursores se comportan a veces en forma individual con correlación significativa en la variable de día a día distante, pero además existen otros que muestran asociaciones entre las variables de día a grupos de días distantes y viceversa, como también aquellos de correlaciones entre grupos distantes.

Una muestra de algunos tipos de estas asociaciones entre anomalías se marca en los cuadros 12 y 13. Se ven en ellos que en estas asociaciones grupales participa en alguna medida la persistencia en el día involucrado, pero ésto no es una generalización, ya que existen correlaciones de las variables de días contra días aislados.

Anomalías diarias cuyos vectores están correlacionados en forma distante, llamados aquí como memoria distante o síntoma precursor según sea la correlación con anomalías de días anteriores o posteriores a un día dado, y que estas no sean de las del tipo que representa a la persistencia, pero además que los días correlacionados constituyan grupos consecutivos, tienen una gran frecuencia de aparición durante el período otoño-invernal.

Tanto en la forma de síntomas anticipativos de anomalías que ocurren durante el verano y comienzos del otoño, sobre anomalías de días consecutivos a mediados de mayo (sobre la singularidad de mayo) que se ven en el cuadro 12; o al revés, amplios grupos de días consecutivos centrados sobre dicha singularidad, correlacionados sobre anomalías distantes de otros días hacia adelante (precursores), aparecen en el cuadro 13.

De la observación de las figuras 33 y 34 y su comparación con la figura 23, se pueden destacar dos aspectos: una es la posibilidad predictiva de los grupos es notable antes de una singularidad climática en el comienzo del otoño (17 al 22 de marzo, y 14 al 22 de abril), y por la otra es que esta posibilidad predictiva aumenta sobre la singularidad climática en la segunda mitad de esa estación (10 al 26 de mayo, y 15 al 21 de junio).

También se observa una organización más notable de la estructura temporal de las anomalías y de sus asociaciones distantes durante el otoño que en la primavera.

Las figuras 33d y 34d muestran la existencia de grupos de días de amplia memoria como los del 10 al 26 de mayo en la temperatura mínima, y la posibilidad predictiva de la primera década de junio en la misma variable.

CUADRO 12

Signo de la correlación con fechas (día y mes) en que las anomalías de la temperatura mínima están correlacionadas significativamente con las de los días del lapso indicado por los límites del rectángulo. Los grupos (rectángulos) están definidos para períodos iguales o mayores que cuatro días. Mes analizado: Mayo, SMT, período 1911-78. Las correlaciones fueron realizadas con un desfase de 180 días hacia atrás de cada día.

DIAS

[illegible]

CUADRO 13

Lapso de días (rectángulo) con anomalías de temperaturas correlacionadas significativamente con las anomalías del día indicado dentro del rectángulo. Estas correlaciones se calcularon con un desfase hacia adelante hasta 180 días con anomalías de temperatura mínima.

DIAS

01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31																					
+26-05																+23-05																-16-08																-07-08			
												+24-05																-17-08																-09-08							
												+24-05																																							
												+25-05																																							
												+26-05																																							
												+24-08								+20-08																															

NOTA:

Adelante está el signo correspondiente a la correlación, luego el día y mes con el cual el grupo está correlacionado (cada día del grupo).

En todos los casos anteriores el término de "posibilidad predictiva" de las anomalías de días aislados, o de aquellas que constituyan grupos de días consecutivos sobre la anomalía de algún día distante, se debe a que estas asociaciones encontradas permiten elaborar un método regresivo múltiple donde se use a los precursores o síntomas anticipativos como variables predictoras. El aumento de la posibilidad predictiva de un día dado y observada en las figuras 33 y 34 se refieren al aumento del número de días cuyas anomalías se correlacionan sobre las de un día en particular. Por ejemplo, en la figura 34 para la temperatura mínima, se observa a comienzos de junio (sector b de la figura, parte superior arriba de la línea horizontal) un sector blanco que representa al número de días con persistencia, y luego un sector negro que indica el aumento de correlaciones distantes de esos días con otros.

10. DIAS PRECURSORES Y ESTRUCTURAS TERMICAS INTRAESTACIONALES

¿ Existirán precursores de eventos que ocurren en algún momento de la estación de interés, y que no estén definidos en una fecha determinada?

Bajo este título se desarrolló una investigación de interés para la agricultura tropical de Noroeste Argentino, Minetti y Suárez (1982).

En este análisis se ha definido como invierno riguroso aquel cuya temperatura mínima absoluta del año en San Miguel de Tucumán fuera igual o menor que su valor mediano (-1.7°C) durante el periodo 1911-80.

La intensidad de la temperatura más baja del año generalmente ocurre durante el invierno, y sin interesar una fecha determinada para su predicción, el evento es de gran importancia agroclimática para el cultivo de la caña de azúcar en el NOA, según lo expresaron Fogliata (1966), Fogliata et al.(1977) y Minetti et al.(1982).

La mediana de las temperaturas mínimas de la serie, divide a la población de datos en dos conjuntos diferenciados y mutuamente excluyentes, cuyos valores de temperaturas mínimas medias diarias se ven en la figura 36 y analizan en el cuadro 14 de Minetti y Suárez (1982).

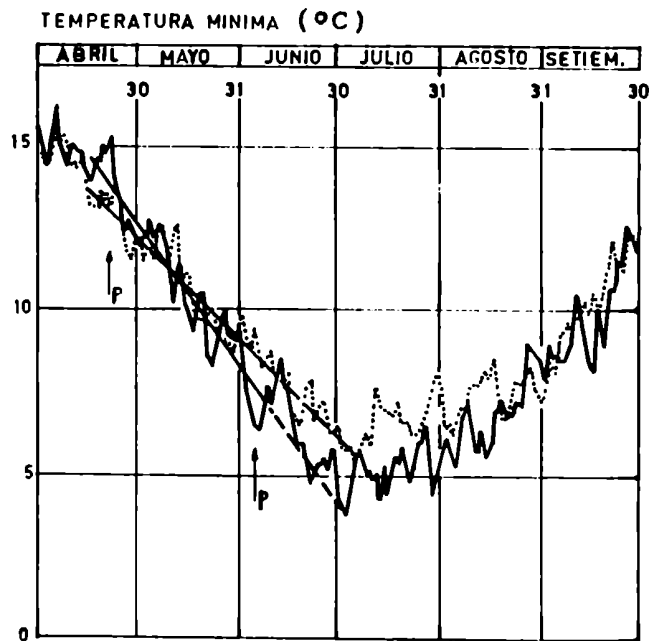


Figura 36: Marcha de la temperatura mínima media diaria durante los meses de abril a setiembre en San Miguel de Tucumán para inviernos rigurosos (—) y atemperados (...). Las flechas indican condiciones precursoras del valor mínimo absoluto del año. Período 1911-80.

C U A D R O 14

Contingencias entre temperaturas mínimas de los días 22 de abril, 5 de junio y diferencia entre ambas, con la temperatura mínima absoluta del año en SMT. El período analizado es 1911-80 y se acompañan ecuaciones de regresión y correlación entre las variables involucradas. Se presentan valores relativos en las contingencias. (*)

Condición/Tº mín.abs.año	>-1.7ºC		Condición/Tº mín.abs.año	>-1.7ºC	
	>-1.7ºC	≤ -1.7ºC		>-1.7ºC	≤ -1.7ºC
Tº 22-IV>13.9ºC	37%	63%(100%)	Tº 05-VI>7.9ºC	77%	23%(100%)
Tº 22-IV≤13.9ºC	72%	28%(100%)	Tº 05-VI≤7.9ºC	31%	69%(100%)

$\chi^2=7.24$ rechaza aleatoriedad al 99%
 $T_{\text{mín.abs}}=0.774-0.179T_{\text{mín}}(22-IV)$
 $r=-0.34''$ (sig.al 1%)(coef.correl.)
 $R^2=11.6\%$ (coef. determinación)

$\chi^2=7.88$ rechaza aleatoriedad al 99.5%
 $T_{\text{mín.abs}}=-3.430+0.216 T_{\text{mín}}(05-VI)$
 $r=0.49''$ (sig.al 1%)
 $R^2=23.8\%$

χ^2 = prueba Chi-Cuadrado

Condición/Tº mín.abs.año	>-1.7ºC		
	>-1.7ºC	≤ -1.7ºC	
Dif. > 6ºC	35%	65%(100%)	$\chi^2=10.20$ rechaza aleatoriedad al 99.5%
Dif. ≤ 6ºC	77%	23%(100%)	$T_{\text{mín.abs}}=-0.659 - 0.175 \text{ Dif.}$ $r=-0.55''$ (sig.al 1%) $R^2=30.7\%$

Dif.=Tº(22-IV) - Tº(05-VI)

Nota: en las tres tablas de contingencias relativas mostradas, los valores de 13.9ºC, 7.9ºC y dif=6ºC, son medianas de series de temperaturas mínimas del 22-IV, 5-VI y diferencias entre ellos en per.1911-80.

En la figura se pueden identificar los siguientes efectos intraestacionales previos al invierno moderado o riguroso que se detallan a continuación. En término medio, los inviernos rigurosos vienen precedidos de otoños con marcada pendiente estacional en la temperatura, asociados a fluctuaciones de gran amplitud y persistencia. Por el contrario, los inviernos atemperados o moderados tienen pendiente otoñal suave con oscilaciones de poca amplitud y escasa persistencia.

Se pueden distinguir además en la figura 36, a dos periodos otoñales diferentes, uno de ellos en el entorno del día 22 de abril, y el otro en el entorno del día 5 de junio. Es sugestivo que, mientras la intensidad de una helada, en este caso la más intensa del año, se defina en unas pocas precondiciones sinópticas de días anteriores al evento, Purgos (1963), por otro lado existan condiciones estacionales previas durante el otoño, que intervengan con correlaciones significativas al 1% como las mostradas en el cuadro 14, entre los días citados y el evento en cuestión.

En el caso presentado, el grado de determinación y rechazo de aleatoriedad es mayor a medida que el precursor se acerca al epicentro del invierno (ver R^2 del cuadro 14). Como las varianzas explicadas por los precursores, en este caso del 12 al 24% solo indican la tendencia hacia determinada condición, las situaciones sinópticas de unos pocos días antes, terminan por definir la intensidad del evento mínimo anual.

En el caso presentado, como los precursores no están correlacionados entre sí, permiten formular un modelo de predicción con dos variables independientes no colineales. En este caso sin embargo por su practicidad se ha utilizado la diferencia de temperaturas entre estos dos días, como índice que sintetiza a ambos, y que de paso indicaría la pendiente otoñal. Con la nueva variable ha mejorado la significación del ajuste entre pendiente otoñal y mínima invernal, donde la varianza explicada llega al 30.7% del total, según se ve en el cuadro 14.

Como los valores de temperaturas mínimas medias diarias obtenidas en la figura 36 están representando a valores más probables de los dos conjuntos, las áreas que discriminan una situación de otra (entre las líneas llena y de puntos) representan en alguna medida la resultante de la anomalía del mes según se de una u otra condición.

Aquí se ve que una vez definido el signo de la anomalía mensual de junio, quedarían definidas las anomalías de julio y agosto. Como esto es en el valor promedio, se trató de analizar la persistencia de la anomalía mensual.

El cuadro 15 muestra que la persistencia entre anomalías del promedio mensual de la temperatura mínima, sólo es válido para los meses consecutivos de julio-agosto y agosto-setiembre. Esto se deduce cuando las contingencias entre anomalías mensuales rechazan una disposición aleatoria, mostrnado una asociación persistente en el signo. La persistencia observada entre las anomalías mensuales de marzo-abril y diciembre-enero no se tratan aquí.

C U A D R O 15

Pruebas de Chi-cuadrado para hipótesis de aleatoriedad o dependencias entre signos de las anomalías de las temperaturas mínimas medias mensuales para meses consecutivos. San Miguel de Tucumán, período 1911-80.

MESES	E-F	F-M	M-A	A-M	M-J	J-J	J-A	A-S	S-O	O-N	N-D	D-E
2	.0094	.0000	4.8688	.0847	.0000	.0000	2.0605	3.0039	.0095	.0181	.2305	1.9808
RESOLUCION	A	A"	P'	A	A"	A"	P ⁻	P	A	A ⁻	-	P ⁻

criterios: (para la resolución)

Aleatorios	Límite	Persistencia	Límites
A" (99%)	.0002	P" (99%)	6.63
A' (95%)	.0039	P' (95%)	3.84
A (90%)	.0159	P (90%)	2.71
A ⁻ (75%)	.1020	P ⁻ (75%)	1.32

Se inicia otra prueba con la pregunta ¿ Cómo serían las estructuras térmicas otoñales en San Miguel de Tucumán cuando ocurren inviernos nevadores o no en la Cordillera Central?

Bajo este título se desarrolla una investigación de aplicación en la hidrología. Minetti y Sierra (1989) mostraron que en los años hidrológicos nevadores en la Cordillera Central y con abundantes precipitaciones en el centro de Chile, ambas de régimen invernal, e x i s t e una circulación del oeste muy perturbada por ondas que producen gran transporte meridional de propiedades de la atmósfera.

En este caso se ha tomado la cuenca más importante del norte de los ríos de Cuyo,(la del río San Juan mostrada en la figura 1),

donde situaciones muy extremas de ondas de los oeste descargan nevadas importantes. En este análisis para seleccionar mejor a los precursores, se analizan las temperaturas mínimas medias diarias de San Miguel de Tucumán, cuando los derrames de los años hidrológicos en el río San Juan es igual o menor que el 4to. decil y/o igual o mayor que el 6to. decil (D_4 , D_6), consideradas como situaciones secas o nevadoras en la cuenca.

La figura 37 muestra a las estructuras intraestacionales de la temperatura mínima media diaria en el cuasi-trópico en el otoño-invierno que son precursoras de las situaciones descriptas.

En este caso la anomalía positiva de la temperatura entre los días 19 y 25 de abril, es el síntoma más alejado del invierno que indicaría una tendencia hacia invierno nevador en la Cordillera Central, y coincide en parte con los precursores de inviernos rigurosos en San Miguel de Tucumán.

Otro síntoma se observa en mayo cuando la singularidad de la segunda década del mes, consistente en un notable descenso de temperatura y el más importante del año, en caso de inviernos nevadores resulta ser más pronunciado continuando sobre la última década, que resulta muy fría en promedio, pero no es muy buena como precursora. Por otra parte a diferencia de la estructura de los inviernos rigurosos, en los nevadores no existe señal indicadora alrededor del 5 de junio, y luego coinciden en marcar un comienzo de julio frío.

Las tablas de contingencia relativas (sinónimo de probabilidad condicional) se completan en el cuadro 16, donde esta vez se discrimina por la mediana del derrame del río San Juan (1627 Hm^3) en una tabla de 2×2 , o usando los rangos discriminados por los D_4 y D_6 en una tabla de 2×3 .

En la tabla de contingencia puede verse que en casi el 70% de los casos una anomalía térmica positiva en Tucumán que parta del 18 de abril y prolongue hasta el 24 del mismo mes, sería el indicador de inviernos fríos en el trópico y nevador en la Cordillera Central. Desde el punto de vista físico este comportamiento estructural de la temperatura otoñal nos hace inferir que se está en presencia de sistemas muy ondulados en la circulación de los oeste, con frecuente rupturas de la circulación zonal, acompañadas a veces por bloqueos, Namias (1950), Rex (1950), Grandoso y Nuñez (1955, Webster y Keler (1975).

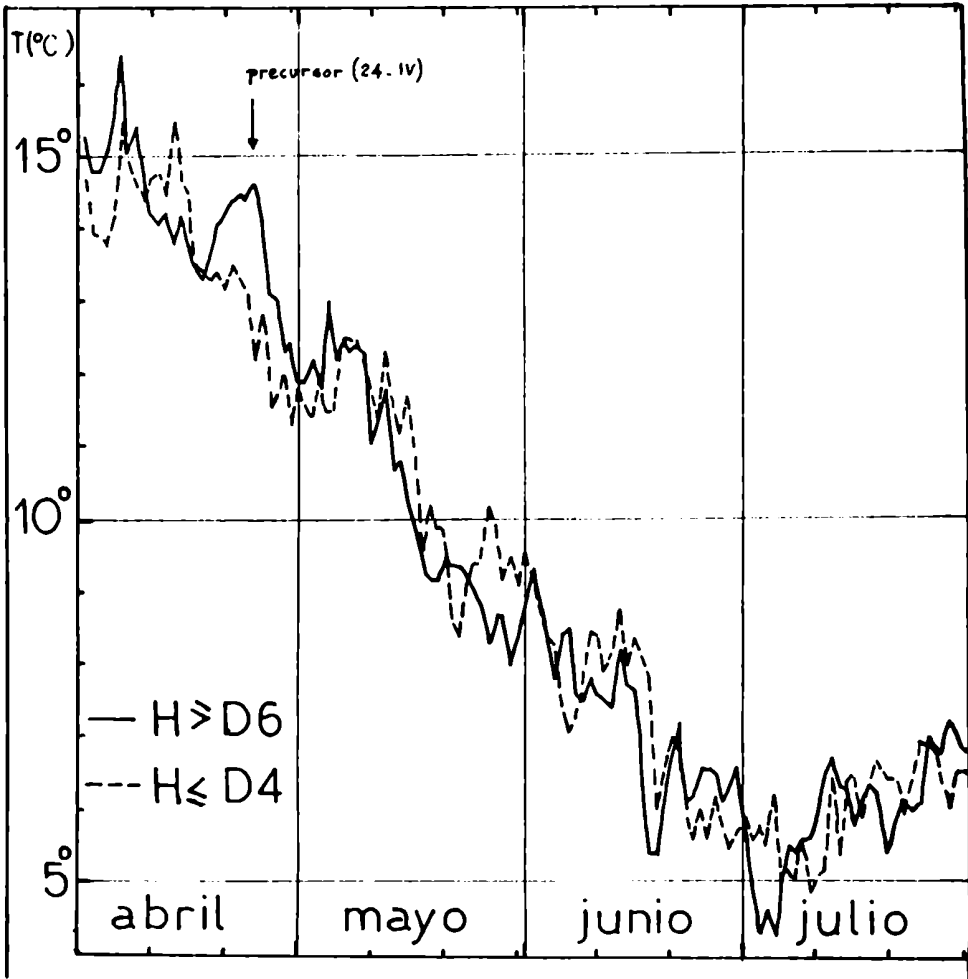


Figura 37: Marcha diaria de la temperatura mínima media en San Miguel de Tucumán para los meses de abril a julio, discriminadas cuando el derrame hidrológico venidero del río San Juan iguala o supera los niveles decílicos 4to., y 6to. (D4 y D6).

C U A D R O 16

Contingencias entre las temperaturas mínimas de San Miguel de Tucumán correspondiente al día 24 de abril y el derrame del río San Juan en el ciclo hidrológico siguiente (agosto-julio) (correspondiente a las nevadas que caen fundamentalmente en el invierno siguiente a la fecha del precursor 24-IV). Período 1911-78.

condición/derrame

T mín(24-IV)	<D5	≥D5	< D4	D4-D6	>D6
≥ 13.4 C	31%	69% (100%)	23%	20%	57% (100%)
<13.4 C	68%	32% (100%)	50%	28%	22% (100%)

$\chi^2_0 = 10.14$ rechaza aleatoriedad al 99.5%

Nota: D4, D5, D6 son valores de los deciles 4to, 5to y 6to del escurrimiento total del río San Juan durante un ciclo hidrológico (derrame).

El sistema descrito, ya sea en la estructura térmica intraestacional o desde el punto de vista físico (no demostrado) estarían indicando que se trata de circulaciones marcadamente meridionales con gran transporte de propiedades de la atmósfera.

También se debe resaltar que, el período del 14 al 27 de abril es el primer grupo otoñal importante por su gran posibilidad predictiva en la temperatura mínima, conteniendo el mismo una gran información útil para el pronóstico estacional.

En este caso como en el anterior, la prueba de Chi-Cuadrado ha sido empleada para rechazar la hipótesis de aleatoriedad.

11. PRECURSORES Y FORZANTES EXTERNOS

Para introducir este tema se reproducirá primeramente la opinión de Lamb (1973) sobre el mismo, debido a que sintetiza la experiencia europea en este campo.

"El pronóstico meteorológico de largo plazo llamado Gross-Wetterkunde en Alemania (la ciencia del tiempo de larga escala) por uno de sus pioneros Franz Baur, ha sido desarrollado hace más de 50 años como una ciencia diferente de la meteorología dinámica, que está dirigida a servir para el pronóstico a corto plazo".

"La filosofía que ha reforzado la investigación del tiempo en el largo plazo se basa en la posibilidad de entender la progresión estacional de la circulación atmosférica, y los grandes cambios de los modelos de calentamiento que se desarrollan alrededor de un año normal o de referencia, la distinción de cada año individual y el curso particular de las corrientes aéreas, con el gobierno de los sistemas de tiempo que hacen que un año determinado difiera del promedio".

"La escuela de Baur ha desarrollado los conceptos básicos de la "larga escala" y la meteorología de "largo alcance", y puesto énfasis en el establecimiento de "reglas físicas-estadísticas de pronóstico". Además han puesto interés en una clasificación de circulación de larga escala (Grosswetterlagen), y un "calendario de singularidades" o características de episodios de tiempo estacional que tienden a recurrir en muchos años, y en algunos casos sirven como indicadores del carácter de la estación siguiente".

"En los últimos años se ha puesto énfasis en el desarrollo de

investigación para : (i) reconocer y encontrar significación estadística entre las anomalías persistentes de la temperatura de la superficie del mar, y las (ii) anomalías de la circulación atmosférica y el tiempo asociado sobre el Hemisferio Norte", Bjerknes (1969), Namias (1963), Ratcliffe y Murray (1970).

Kálnay (1989) recientemente al tratar la predictibilidad climática coincide con la opinión de Lamb (1973), en que los métodos de los modelos numéricos (dinámicos) resultan ser la herramienta más poderosa para el pronóstico de corto plazo, mientras que los métodos estadísticos tienden a ser usados en la larga escala (mayor de un mes).

Lamb (1973) ensaya una explicación sintomatológica para justificar la existencia de diversos modelos de circulación que se desarrollan en los primeros meses de la estación fresca, que suelen determinar el carácter de la estación venidera. Estos modelos de circulación los asocia con la distribución de superficies frías y cálidas del Hemisferio Norte.

En un hemisferio de gran proporción oceánica como el nuestro, se debería pensar mas bien en las características térmicas del océano, para entrar luego a buscar la conexión o interacción océano-atmósfera, que mucho tiene que ver con el pronóstico de largo alcance.

Smagorinsky (1975) asegura que con excepción de la zona intertropical, desde unos pocos días a unas pocas semanas, un conocimiento climatológico de la temperatura del mar (SST) es necesario para el pronóstico.

Esta información (SST) entra en los modelos numéricos como condición de borde fluctuante del subsistema atmosférico, en otras palabras como un forzante externo a la atmósfera, de allí el título de este capítulo.

Los modelos que tratan al clima en la escala de varias semanas a un año, incluyen el SST constituyendo los modelos de cupla océano-atmósfera. La siguiente pregunta es:

¿Cuál es el comportamiento intraestacional de las series de temperatura del aire en el subtrópico argentino con las variaciones del SST en los eventos de El Niño o no Niño ?

Para responder a esta pregunta se ha separado nuevamente la población de datos disponibles del período 1911-78 en dos muestras. Una de ellas, son todos aquellos años en que no se observó el fenó-

menó de El Niño sobre fin de un año calendario, y la otra muestra es la opuesta. Las fechas declaradas con este fenómeno ha sido obtenida de Quinn et al.(1978).

La figura 38 muestra las temperaturas máximas y mínimas medias diarias de SMT en estas dos muestras. El cambio de la estructura intraestacional es evidente, y sobresalen días y grupos de días discriminados estadísticamente con la prueba "z" de diferencias de medias, Brooks y Carruthers (1953). Esta interacción entre los eventos El Niño con la escala intraestacional modificaría en parte los criterios sustentados por Rutlant (1989) adaptados de Rasmusson, sobre el origen de la variabilidad atmosférica de corto y mediano plazo.

La mayor diferencia entre ambas muestras de temperaturas ($\Delta \bar{T}$) se observa en las máximas medias diarias del 17 de agosto, con $\Delta \bar{T} = 5.5^{\circ}\text{C}$ y significación estadística al 1%.

Es importante destacar que no todos los casos que mostraron diferencias de temperaturas medias significativas, discriminan el fenómeno de El Niño. El caso del 17-VIII cuyos histogramas de temperaturas máximas se presentan en la figura 39, sí lo discriminan. Estos histogramas de frecuencias destacan que la separación es más notable, cuando los Niños fueron más intensos, o sea de escala 3-4 según Quinn et al.(1978).

En este caso una tabla de contingencia relativa en el cuadro 17 informa que cuando la temperatura máxima diaria de ese día iguala o supera los 21.8°C , no hubo Niños en un 76% de casos, y cuando la temperatura fue menor que el valor mencionado, hubo Niños en un 67% de casos. La prueba de Chi-Cuadrado rechaza aleatoriedad, sugiriendo un determinismo en este comportamiento con un error de hipótesis del 0.5%.

Si se retorna a la figura 33 se podrá distinguir que el día 17-VIII y los sucesivos 18 y 19-VIII tienen alta posibilidad predictiva, ya que están asociados con 23, 22 y 21 días distantes respectivamente, además de la persistencia, todos ellos estimados al nivel del 5% de significación. En este caso como en los anteriormente mostrados, la alta posibilidad predictiva de las anomalías de éstos días 17 a 19-VIII en las temperaturas máximas diarias, significan que las anomalías de éstos días pueden ser usadas en un modelo de regresión múltiple junto a otros días precursores, como variable

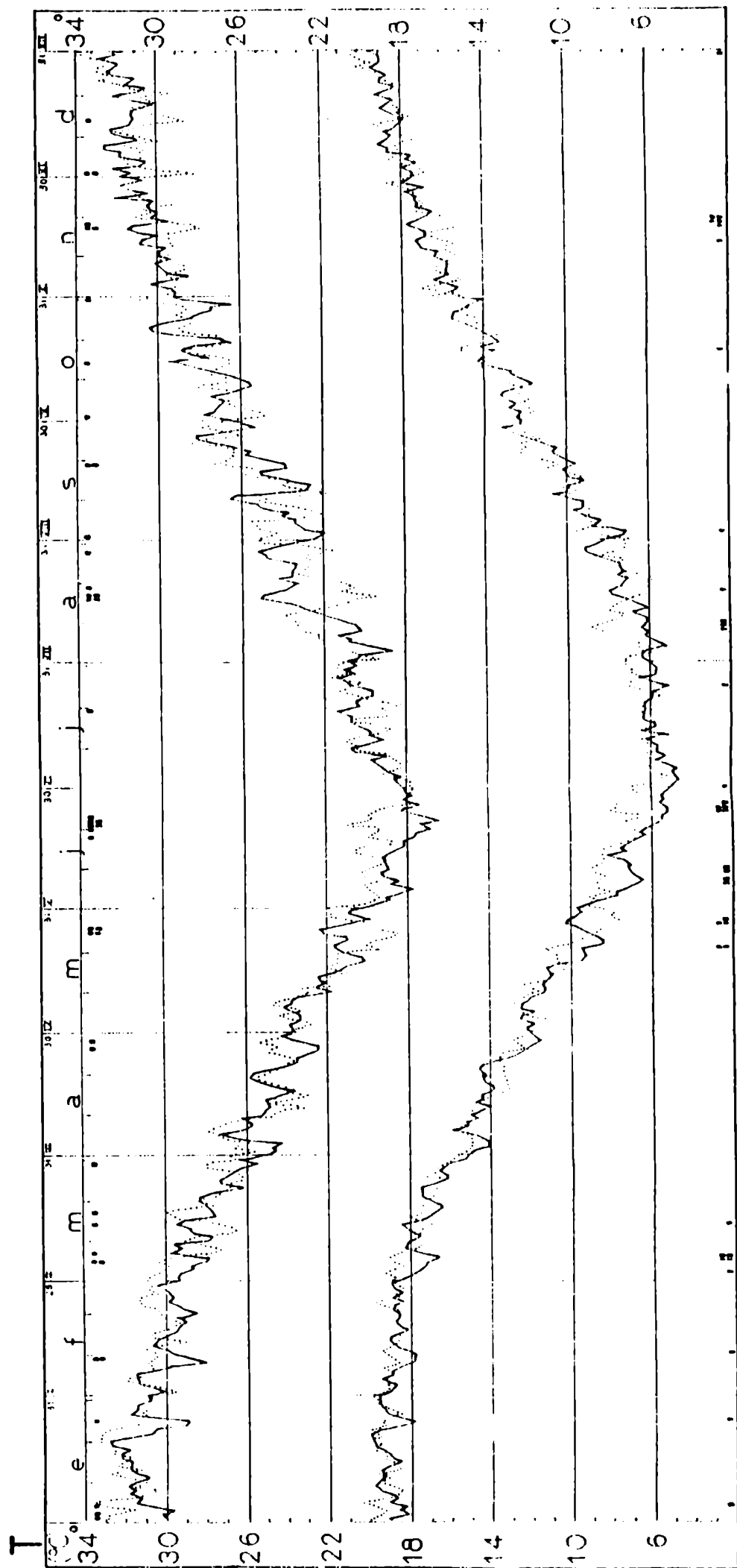


Figura 38: Marcha anual de las temperaturas máximas y mínimas medias diarias en San Miguel de Tucumán, para los años con (...) y sin eventos El Niño (—). (.) y (:) indican significación estadística al 5% y al 1%. Período 1911-78.

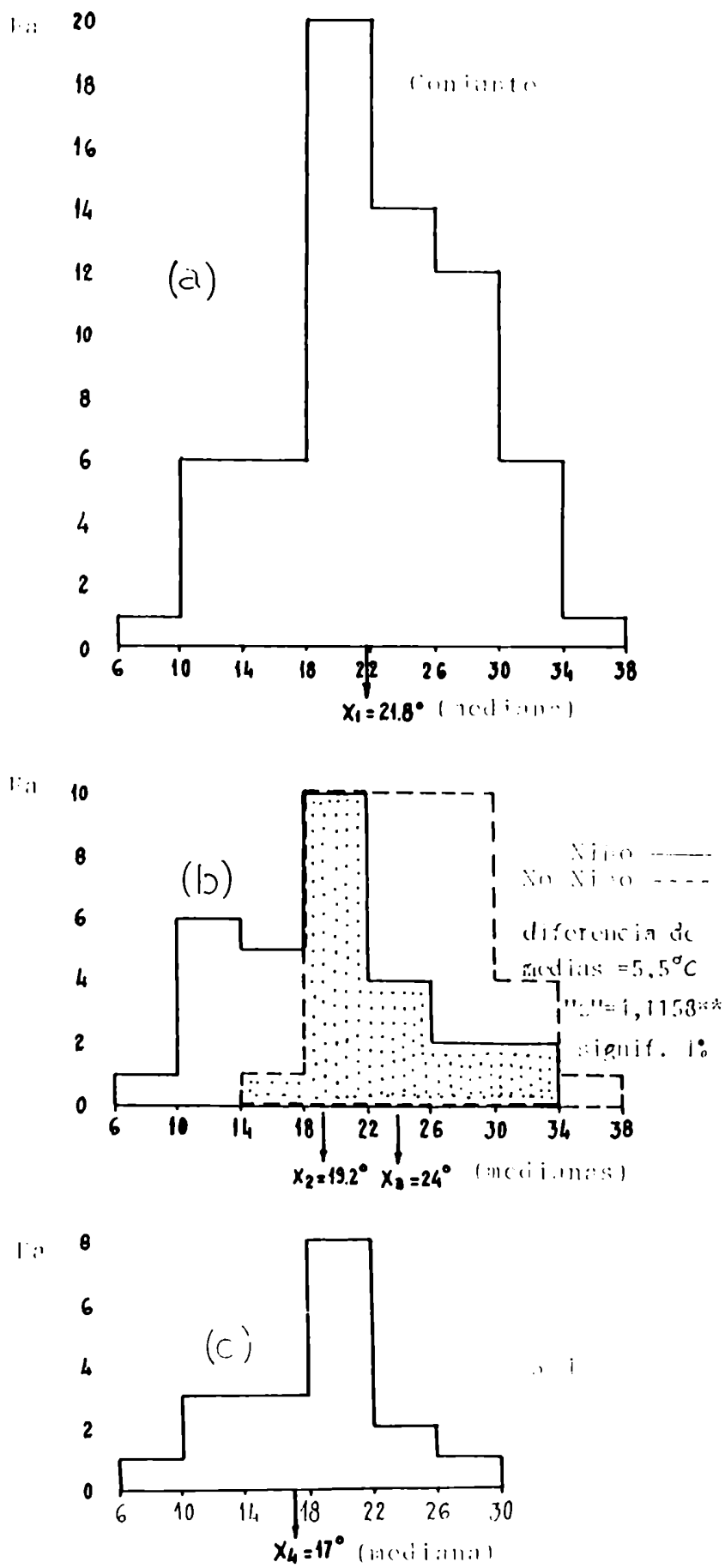


Figura 39: Histogramas de frecuencias absolutas de la temperatura máxima del día 17-VIII en San Miguel de Tucumán (a), (b) histograma de la misma variable discriminada por años con o sin eventos El Niño, (c) histograma de la misma variable en situaciones de El Niño 3-4. Se indican algunos estadísticos. Período 1911-78.

predictora (o independiente en la regresión).

Si la matriz de perturbaciones T', una vez filtrada la marcha estacional fuera generada con datos surgidos puramente al azar, se encontrarían en la estructura térmica intraestacional, diferencias significativas en 18.2 días al nivel de significación del 5% y 3.6 días al nivel del 1%. En este trabajo se encontraron 33 y 30 días al nivel del 5% en la máxima y mínima, y 11 y 8 días al nivel del 1% en ambas variables, puntos identificados por el nivel de significación en los bordes superior e inferior de la figura 38 con (. o :).

Ambos resultados se apartan considerablemente de un comportamiento al azar de las perturbaciones, pero la crítica podría centrarse en que las perturbaciones no tienen una generación de este tipo, ya que se debería agregar a la persistencia, pudiendo así llegar al nivel de apartamientos encontrados.

C U A D R O 17

Contingencia entre la temperatura máxima del día 17 de agosto en SMT y la ocurrencia o no del evento El Niño. Se presentan además otros estadísticos correspondiente a la muestra de temperatura máxima del día 17-VIII. Período 1911-78.

condición/evento			
T máx(17-VIII)		Niño	No Niño
≥ 21.8 C	24%	76% (100%)	$\chi^2 = 11.98$ rechaza aleatoriedad al 99.5%
< 21.8 C	67%	33% (100%)	

estadísticos:

parámetro	conjunto	Niño	No Niño	
N	66 años	30	36	-cantidad de datos
\bar{X}	22.5 C	19.4	24.9	-promedio
\hat{S}	5.82 C	5.89	4.51	-desvío típico
Cs	-0.156	0.223	0.215	-coeficiente de sesgo
D5	21.8 C	19.2	24.0	-5to decil = mediana

correlaciones: entre la temperatura máxima del día 17 de agosto con el índice de Oscilación del Sur (SO) para los trimestres de SON y DEF (que sigue al 17-VIII).

condición/SO	"r"
T máx(17-VIII)vs.SO(SON)	+0.270''(sig.al 1%) N= 93 años(1892-1984)
T máx(17-VIII)vs.SO(DEF)	+0.316''(sig.al 1%)

Este es un caso difícil de resolver, ya que según se vió en las figuras 28a,b,c, cada año se comporta en forma diferencial, y atribuir un modelo único de dependencia exageraría la realidad. De todos modos queda abierta la discusión y sólo nuevos trabajos darán luz a este problema.

De un exámen en el listado de días que están correlacionados significativamente a distancia con el 17-VIII en las anomalías diarias de la temperatura máxima, corrida realizada hasta 180 días después y que no se edita por razones de espacio, se encuentra que casi todas las asociaciones distantes entre T' tienen el signo de correlación positiva, en otras palabras conservan el signo de la anomalía del 17-VIII, frecuentemente negativa con eventos El Niño y positiva con El Viejo según se vió anteriormente.

En el caso de Niños, las anomalías negativas en las temperaturas máximas diarias de fin de invierno y primavera serían indicadores de estados nubosos y/o con precipitación en SMT. Los grupos de correlaciones notables que conservan el signo con la de ese día, corresponden a los del 20-22-X, 16-20-XI (el más largo), y el 6-7-XII.

En cambio, los únicos días con correlaciones negativas corresponden al 28-30-IX, que invierten el signo de la anomalía del 17-VIII.

Paralelamente, el 17-VIII bajo situaciones de El Niño la temperatura mínima diaria también tendría anomalía negativa, y esta situación está delatando una condición de probable persistencia en el flujo meridional del sur, a veces asociadas con situaciones de bloqueo en el sur de Argentina. Estas situaciones advectarían aire fresco y húmedo del Atlántico Sur durante varios días como para generar una espesa cubierta de nubes con lluvias y lloviznas intermitentes en el NOA. Esta información está confirmada en un análisis de los datos diarios de precipitación de la localidad de estudio y el exámen de las situaciones sinópticas prevalentes en esos casos aunque debería ser soportada por un estudio de climatología sinóptica.

Este comportamiento sería la confirmación, en términos climatológicos de lo expresado por Rutlant (1989), quien afirma que: "En situaciones de El Niño, estas están asociadas con el desplazamiento

al Este de la fuente de calor en el océano Pacífico tropical, e idéntico movimiento del núcleo convectivo, intensificación de la celda de Hadley, aumento de velocidad en el chorro subtropical y la existencia de una pareja de anomalías anticiclónicas (anomalías negativas en la vorticidad relativa) en los bordes polares del núcleo convectivo". "Este curvamiento en el flujo se produce por efecto de Coriolis en el aire que diverge desde la parte superior de las celdas convectivas hacia los polos". "Cuando esto coincide con el invierno del hemisferio correspondiente, aparece el chorro subtropical anormalmente intenso y desplazado hacia el Ecuador, originándose un tren de ondas estacionarias de tipo Rossby a partir de la perturbación en la vorticidad, que se extienden hacia latitudes medias y altas". "Esta teleconexión entre la tropósfera alta tropical y la de latitudes medias parece ser el mecanismo preferente mediante el cual las anomalías en la faja ecuatorial se reflejan en todo el globo terrestre".

Por supuesto que estas observaciones conocidas anteriormente por otros autores, entre ellos Rasmusson y Carpenter (1982) y otros, indican que la condición probable y más frecuente de la atmósfera real, se trata de la generación de ondas ultra largas de tipo estacionaria que se ubica geográficamente en función de la ubicación de la fuente de calor, fenómeno que ha sido simulado con modelos numéricos por Paegle y Baker (1983), Paegle (1989) y otros.

Se reitera nuevamente aquí el concepto inicial de que estas estructuras térmicas intraestacionales están asociadas a estructuras de circulación prevalentes, en este caso asociadas a forzantes externos del subsistema atmosférico. Por supuesto, las características de las anomalías de las temperaturas del mar (SST) en condiciones de fenómenos de El Niño, sólo representan a un forzante del subsistema y sería interesante analizar otros, aunque esto ya escapa al objetivo del trabajo.

Otra observación destacable para el caso analizado del 17-VIII, parece estar asociada con la singularidad del 3-11-VIII. En situaciones de No Niños o El Viejo, la misma se retrasa y traslada a la segunda década del mes de agosto. En casos de El Niño, el descenso normal de temperatura de mediados del mes está exagerado probablemente por un intenso y persistente transporte meridional de componente sur, información como se dijo se debe confirmar con estudios

de climatología sinóptica.

Ahora bien, como los años de ocurrencia o no de los eventos de El Niño y su intensidad están sujetos a alguna discusión en la mayoría de los trabajos modernos, se toma la serie del Índice de Oscilación Austral (SO) como indicador del ciclo ENSO (El Niño/Southern Oscillation). Si se usa a este índice en los trimestres SON y DEF, definidos por Wright (1989) para correlacionarlos con la temperatura máxima o sus anomalías del día 17-VIII, los resultados no difieren con respecto al uso de la clasificación de Quinn et al.(1978), y esto puede verse al final del cuadro 17.

El cuadro 18 muestra una tabla de contingencia donde se han discriminado situaciones de 0-1, 2 y 3-4 meses primaverales del período SOND en SMT, bajo condiciones de precipitaciones inferiores, y superiores o iguales que las del 5to. decil (mediana), cuando la temperatura del 17-VIII es superior o igual, o inferior que su valor central (21.8°C en la máxima).

Con valores altos de temperatura de ese día y su entorno, correspondientes en general a fenómenos de No Niño, se han observado sequías preferentes en la localidad de estudio y, a la inversa en situaciones opuestas, información que corrobora lo sustentado en párrafos anteriores. Ropelewski y Halpert (1987) encontraron patrones de comportamientos semejantes al descrito para gran parte de la llanura argentina del este, en el período NDEF cuando ocurrían fases de altos índices de la SO correspondientes a No Niños, y viceversa en fases bajas de la SO con situaciones de El Niño.

C U A D R O 18

Contingencia relativa de aparición de números de meses con sequías de primavera (en el cuatrimestre SOND) en SMT, cuando han ocurrido condiciones especificadas en la temperatura máxima del día 17-VIII de esa localidad. Se consideró como mes con sequía cuando la precipitación del mismo era inferior al valor mediano. Período 1892-1984.

Condición/Evento

Tº máx.(17-VIII)	Número de meses con sequías en SMT			
	0-1	2	3-4	
≥ 21.8ºC	22.8%	31.8%	45.4% (100%)	-condiciones No Niño probable
< 21.8ºC	42.3%	36.5%	19.2% (100%)	-condiciones El Niño probable

$\chi^2 = 7.89$ rechaza aleatoriedad al 97.5%

En vista que la existencia de vinculaciones entre ciertas anomalías T' que ocurren en fechas determinadas o sea con cierta etapas de la marcha estacional, están indicando una interacción entre la onda anual y las perturbaciones T' , se propone agregar el término $x_p x'$ en el modelo (45) que representa dichas interacciones.

$$x = \bar{x} + x_p + x' + x_p x' \quad (64)$$

12. SINGULARIDAD CLIMATICA INTRAESTACIONAL Y CIRCULACION

Schwerdtfeger(1951) mostró con información del período 1901-40 que la singularidad del mes de mayo estaba correspondida por una singularidad semejante en el índice de circulación zonal, tomado este como gradiente de presión entre Buenos Aires y Santa Cruz. Este índice caía gradualmente hacia mediados de mayo oportunidad en que frecuentemente se cambiaba la circulación zonal del oeste en circulación meridional del sur sobre Argentina. Este cambio de circulación prevalente era correspondido por un simultáneo o posterior descenso de temperatura en toda la región subtropical argentina.

Aprovechando la experiencia previa obtenida en climatología sinóptica de los tipos de circulación regional de invierno, Minetti et al.(1985) y Minetti y Sierra (1989), se obtuvo la tipificación sinóptica de los meses de abril-mayo en el período 1961-80.

En el análisis se utilizó la metodología propuesta por Jand (1969) modificada por Minetti et al.(1985) con la obtención de un tipo básico seleccionado, que es un campo bórico promedio de todas las situaciones agrupadas como semejantes, lo que le da más estabilidad al resultado final.

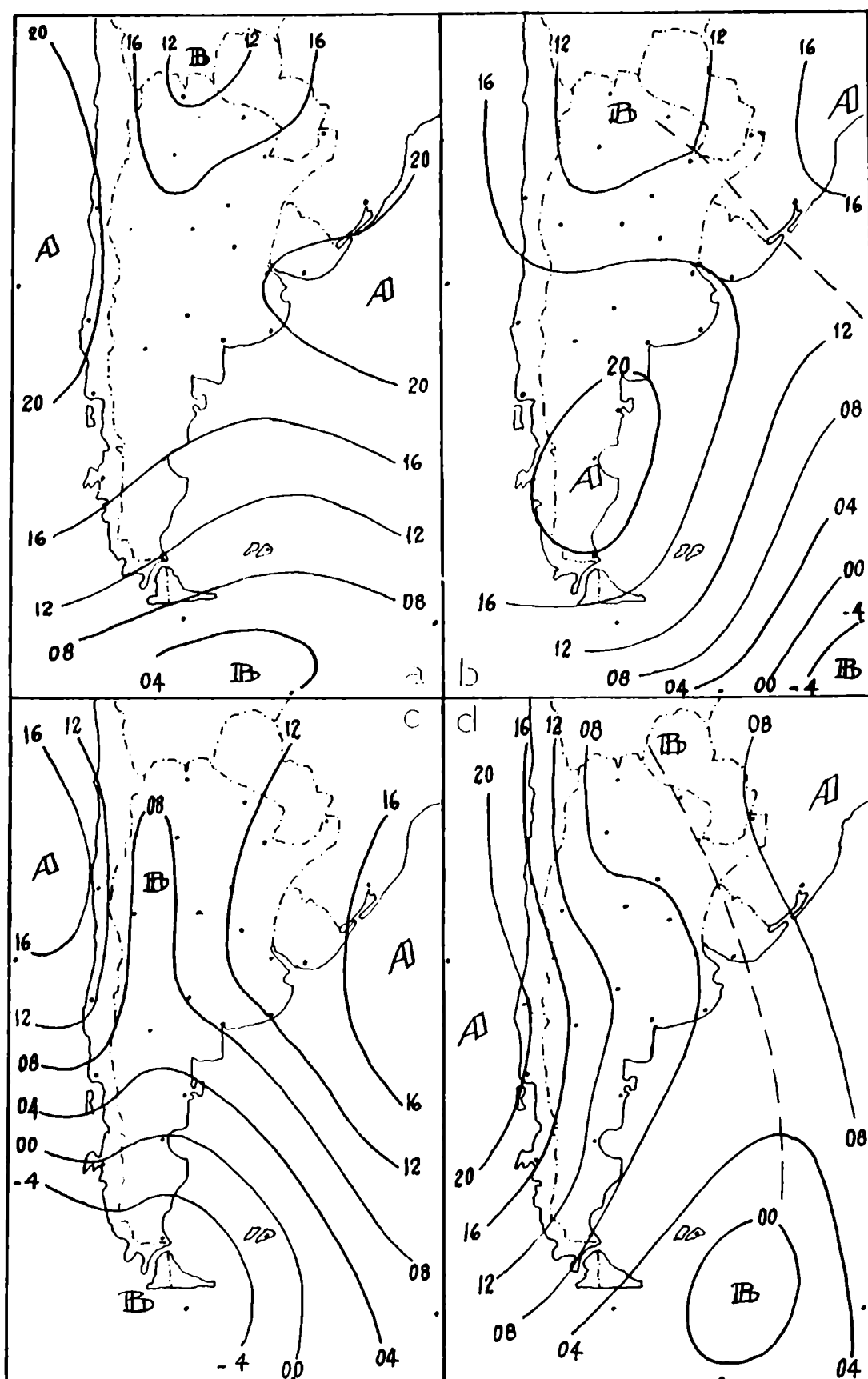
En todos los casos se utilizó información de presión reducida al nivel medio del mar de 28 localidades distribuidas en la región como se indica en la figura 40, obtenidos sistemáticamente todos los días a las 12 UTC, información controlada posteriormente como se indicara en el sector "4" de control de la información.

Los tipos seleccionados y sus correspondientes mapas medios se presentan en las figuras 41a, b, c, d, e, f, g, h, i, j, k, l, figuras 42a, b, c, d y figura 43. El método elegido permite identificar al tipo sinóptico diario y estimar la frecuencia de ocurrencia de cada caso. Las frecuencias diarias de cada tipo de circulación se



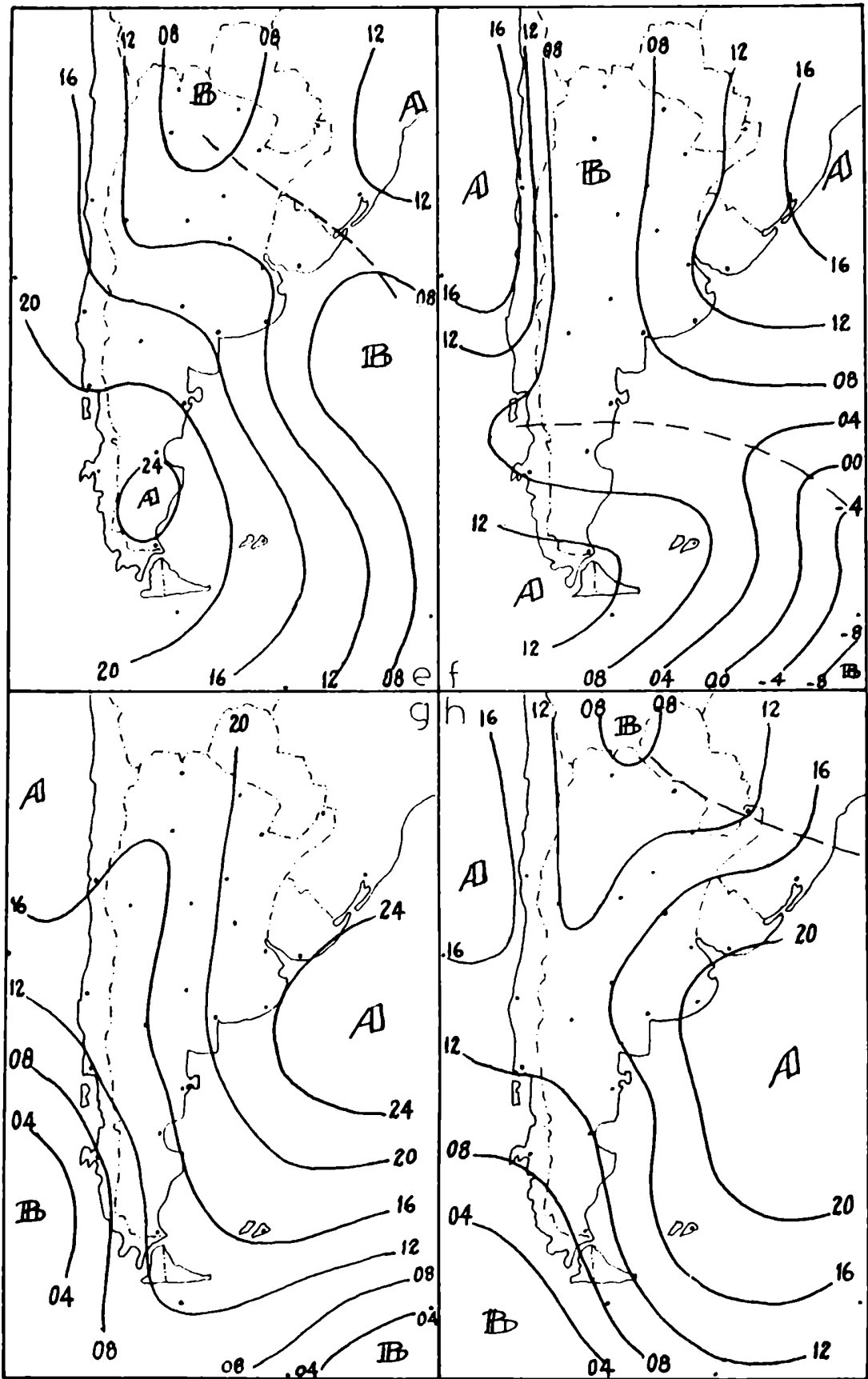
Figura 40: Red de estaciones meteorológicas de superficie empleada en el estudio de tipificación sinóptica, con datos de presión al nivel del mar en Hpa a las 12 UTC de los meses de abril y mayo de 1961-80.

ESTACIONES: 1. Santa Rosa de Nueva Orán, 2. Las Lomitas, 3. Pto. Iguazú, 4. San Miguel de Tucumán, 5. Resistencia, 6. Ceres, 7. Pto. Alegre, 8. Coquimbo, 9. San Juan, 10. Córdoba, 11. Paraná, 12. Buenos Aires, 13. Montevideo, 14. Isla Juan Fernández, 15. Talcahuano, 16. Santa Rosa, 17. Mar del Plata, 18. Neuquén, 19. Bahía Blanca, 20. Puerto Montt, 21. Trelew, 22. Comodoro Rivadavia, 23. San Pedro, 24. Río Gallegos, 25. Puerto Argentino, 26. Diego Ramírez, 27. Islas Georgias del Sur, 28. Islas Orcadas del Sur.



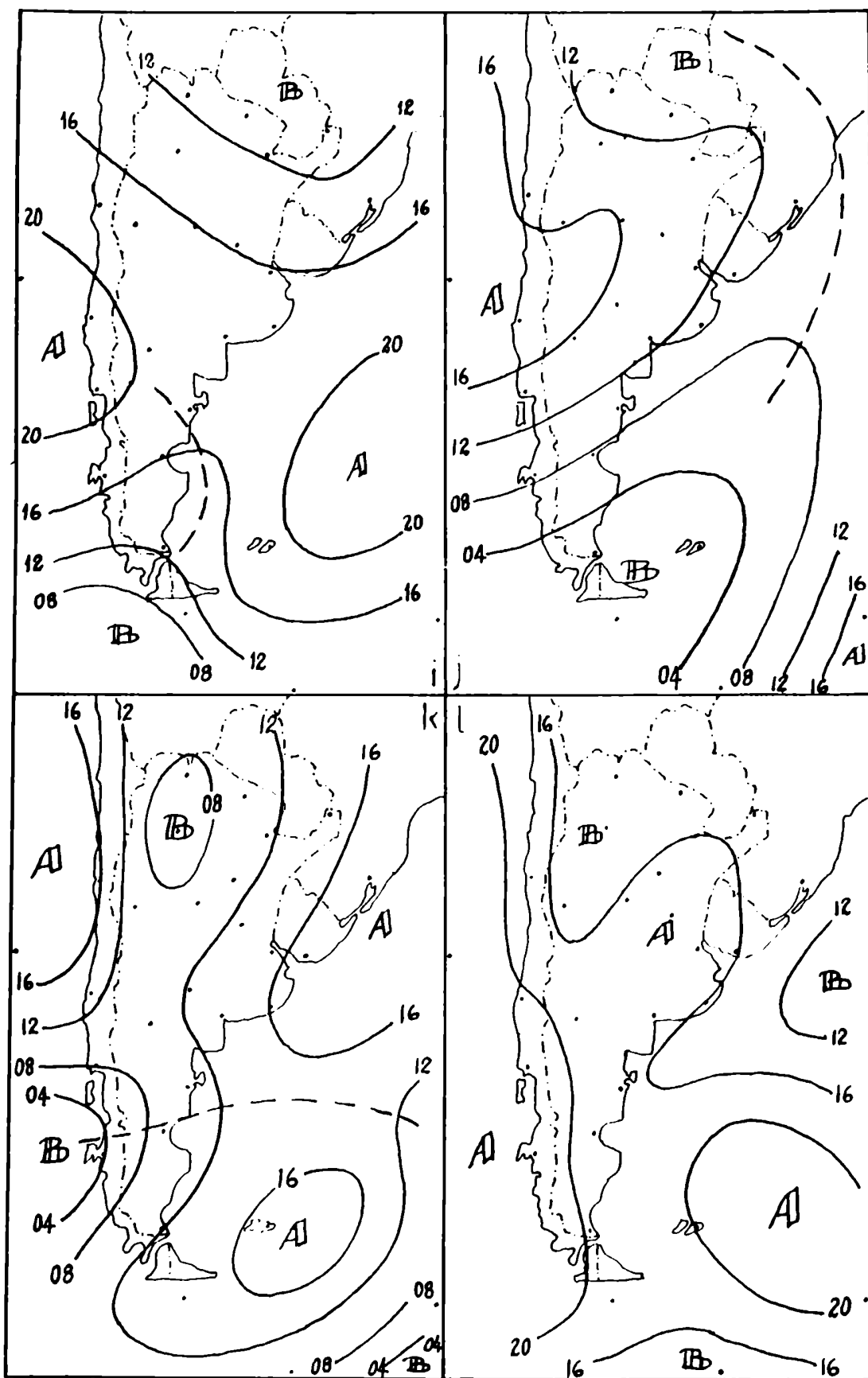
Figuras 41a,b,c,d: Campos de presiones promedios de los tipos sinópticos surgidos del método Lund, asociados con los días indicados, para el coeficiente de correlación ≥ 0.7 . Se indican: tipo, día seleccionado y frecuencia.

- (a) Tipo \bar{A} ; 20-04-67; 73.6%
- (b) Tipo \bar{B} ; 21-04-73; 7.5%
- (c) Tipo \bar{C} ; 12-04-75; 7.0%
- (d) Tipo \bar{D} ; 04-05-70; 2.1%



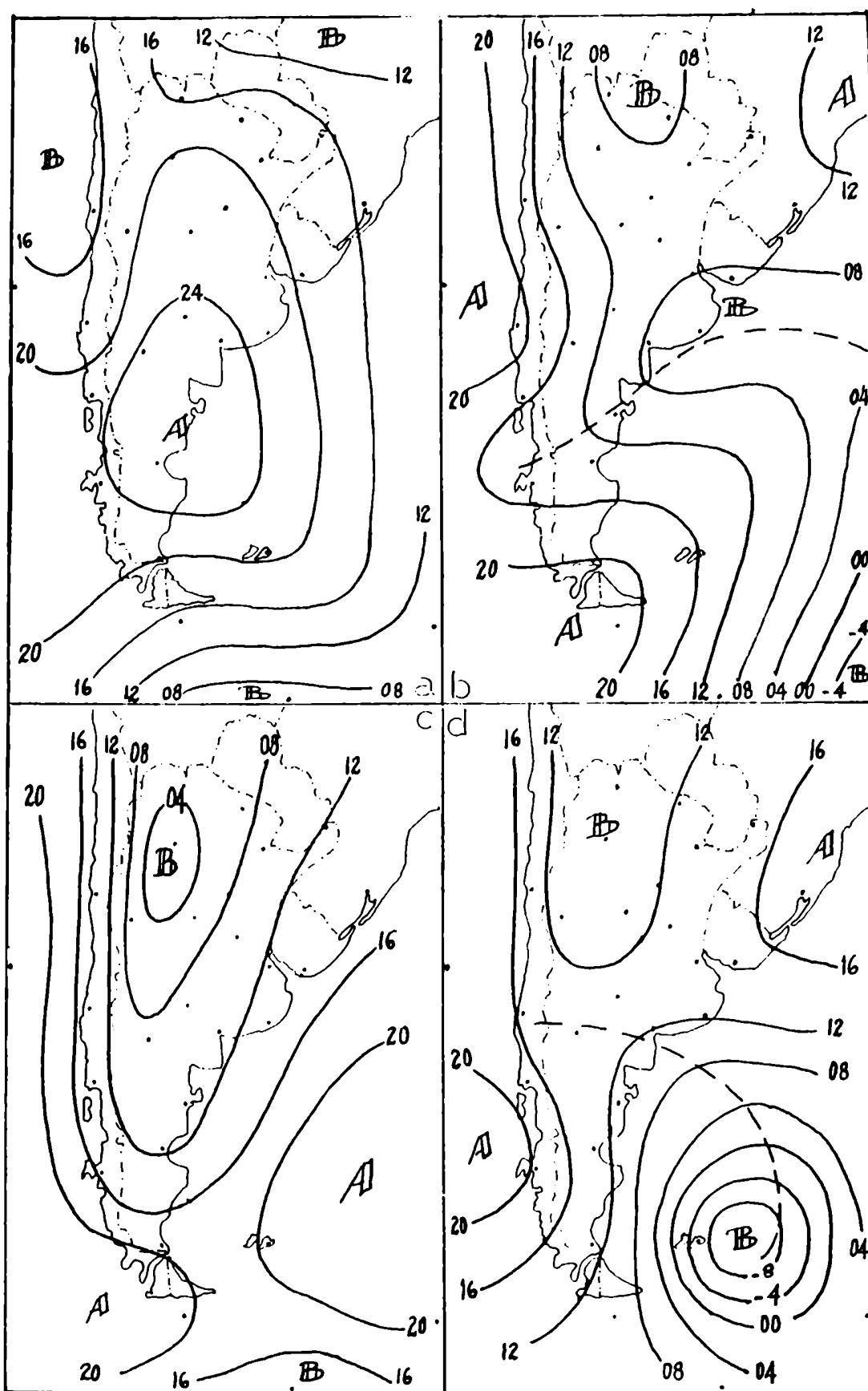
Figuras 4le,f,g,h: Campos de presiones promedios de los tipos sinópticos surgidos del método de Lund, asociados con los días indicados, para el coeficiente de correlación ≥ 0.7 . Se indican: tipo, día seleccionado y frecuencia.

- (e) Tipo \bar{E} ; 28-04-75; 1.4%
- (f) Tipo \bar{F} ; 08-04-80; 1.1%
- (g) Tipo \bar{G} ; 18-05-75; 1.1%
- (h) Tipo \bar{H} ; 04-04-66; 0.8%



Figuras 4li,j,k,l: Campos de presiones promedios de los tipos sinópticos surgidos del método Lund, asociados con los días indicados, para el coeficiente de correlación ≥ 0.7 . Se indican: tipo, día seleccionado y frecuencia.

- (i) Tipo \bar{I} ; 08-04-78; 0.5%
- (j) Tipo \bar{J} ; 17-04-65; 0.4%
- (k) Tipo \bar{K} ; 14-04-69; 0.4%
- (l) Tipo \bar{L} ; 27-05-79; 0.4%



Figuras 42a,b,c,d: Campos de presiones promedio de los tipos sinópticos surgidos del método de Lund, asociados con los días indicados, para el coeficiente de correlación ≥ 0.6 . Se ha trabajado con las configuraciones residuales no seleccionadas al nivel de $r \geq 0.7$. Se indican: tipo, día seleccionado y frecuencia.

- (a) Tipo $\bar{B}1$; 03-04-68; 0.4% (correlacionado con el Tipo \bar{B})
- (b) Tipo $\bar{F}1$; 14-05-65; 0.5% (correlacionado con el Tipo \bar{F})
- (c) Tipo $\bar{L}1$; 06-04-62; 0.6% (correlacionado con el Tipo \bar{L})
- (d) Tipo \bar{M} ; 14-04-76; 0.4% (nuevo tipo)

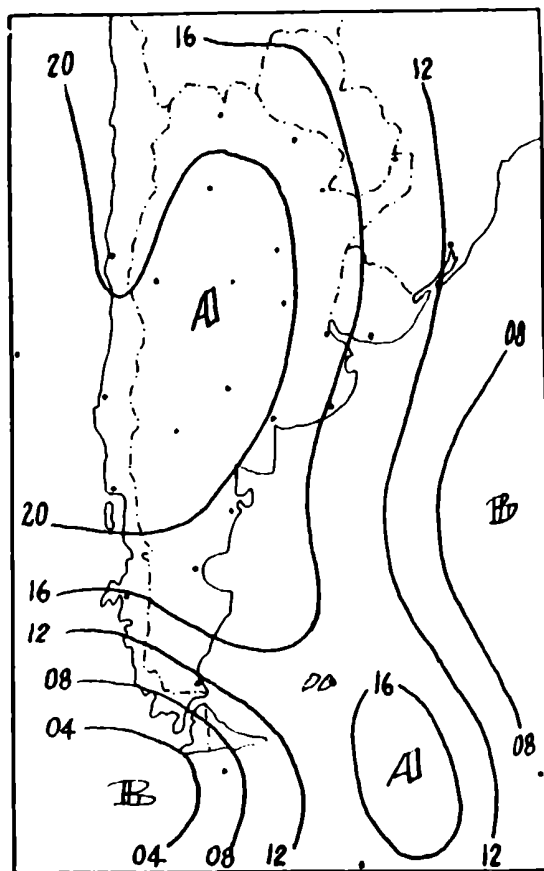


Figura 43: Campo de presión promedio del tipo sinóptico surgido del método de Lund, asociado con el día indicado, para el coeficiente de correlación ≥ 0.5 . Se ha trabajado con las configuraciones residuales no seleccionadas al nivel de $r \geq 0.7$ y luego con $r \geq 0.6$. Se indican: tipo, día seleccionado y frecuencia.

Tipo $\overline{A1}$; 22-05-66; 0.5% (correlacionado con el Tipo \overline{A})

presentan en los cuadros 19 y 20a,b.

Es importante destacar a las fluctuaciones de frecuencia que ofrece el "tipo A", que sintetiza a un predominio del flujo zonal de los oestes en latitudes medias y altas, asociadas a un campo de colado. Estas fluctuaciones se presentan juntamente con la del índice de circulación zonal de los oestes en las figuras 44a,b. Este índice de intensidad de circulación zonal medio diario, se presenta aquí como la diferencia de presión media diaria entre las localidades de Buenos Aires y Río Gallegos, siempre en el período 1961-80.

Con el "tipo A" de circulación prevalente, la temperatura crece paulatinamente o se mantiene estacionaria en el trópico y subtrópico argentino, aumentando el gradiente de temperatura y presión latitudinal ($\Delta T^\circ / \Delta \phi$, $\Delta P / \Delta \phi$), y con esto un aumento de la baroclinicidad de la atmósfera en latitudes medias.

De los sesenta días analizados, el "tipo A" tiene una frecuencia media de 74.2% y un desvío típico de 12.4%. En las figuras 44a,b se ha identificado a los deciles 1ro y 9no (con líneas horizontales), a los niveles excedentes del valor medio y más o menos dos desvíos típicos (con flechas en el nivel inferior del dibujo); y además a los valores medios mensuales (con líneas horizontales).

Las singularidades térmicas del mes de abril, para la máxima entre los días 6 y 15, y para la mínima entre los días 20 y 30, son correspondidas una en forma simultánea y otra en forma previa, por una disminución del flujo zonal e incremento del meridional. En las frecuencias con que aparecen los tipos, no se observa significación estadística en ambos casos, pero sí en el índice de circulación zonal del día 22 de abril, quien llega al mínimo valor mensual.

El fuerte intercambio de dominio meridional del N-S y S-N entre los días 20 y 23 de abril serían los responsables de la aparición del precursor del 22 de abril mostrado por Minetti y Suárez (1982), en la identificación de condiciones otoñales previas a las características del epicentro invernal. Minetti y Vargas (1989) muestran cómo el retraso de estas condiciones hasta el 24 de abril, está asociado a situaciones de inviernos nevadores en la cordillera central. Por supuesto este retraso del ingreso del aire frío sobre Argentina estaría mostrando una importante perturbación en las características normales de circulación sobre esta parte del hemisferio, con un eje de vaguada corrido longitudinalmente.

C U A D R O 19

Frecuencias de días con campos de presión representados por los distintos tipos sinópticos en los meses de abril y mayo del período 1961-80.

Tipo	A = 73.6% = 847	casos
	B = 7.5% = 86	
	C = 7.0% = 81	
	D = 2.1% = 24	
	E = 1.4% = 16	
	F = 1.1% = 13	
	G = 1.1% = 13	
	H = 0.8% = 9	
	I = 0.5% = 6	
	J = 0.4% = 5	
	K = 0.4% = 5	
	L = 0.4% = 5	
	M = 0.4% = 5	
	A1 = 0.5% = 6	
	B1 = 0.4% = 5	
	F1 = 0.5% = 6	
	L1 = 0.6% = 7	
	NC = 1.6% = 18	
TOTAL	= 1150	

C U A D R O 20a

Frecuencias relativas diarias de tipos sinópticos para 30 días del mes de abril. Período 1961-80. Se identifican aquellas situaciones de tipo A, apartadas en su valor de frecuencia media $\pm 2\hat{S}$ (==) y entre ésta y los deciles 9no y 1ro (—).

Días	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15
Tipo A	80	74	74	<u>90</u>	<u>90</u>	79	<u>90</u>	70	84	74	68	84	<u>95</u>	70	84 %
Tipo B	5	10	10	5	0	5	5	10	5	0	10	5	0	5	5 %
Tipo C	0	0	0	0	5	5	0	10	5	5	5	10	0	0	0 %
N	20	19	19	20	20	19	19	20	19	19	19	19	20	20	19casos
Días	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Tipo A	74	60	80	75	70	70	75	63	79	80	<u>95</u>	80	80	87	<u>100</u> %
Tipo B	10	15	0	10	5	15	10	26	10	10	5	10	10	13	0 %
Tipo C	10	10	5	5	20	5	0	10	0	0	0	5	0	0	0 %
N	19	20	20	20	20	20	20	19	19	20	20	20	20	15	13casos

C U A D R O 20b

Idem al Cuadro 20a, para 30 días del mes de mayo. Período 1961-80.

Días	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14	15
Tipo A	75	85	80	<u>90</u>	<u>90</u>	75	72	72	<u>90</u>	80	80	74	63	<u>45</u>	<u>45</u> %
Tipo B	12	10	5	0	0	5	0	0	5	10	10	10	10	20	30 %
Tipo C	0	0	0	0	5	10	17	17	5	10	0	0	0	10	5 %
N	16	20	20	19	19	20	18	18	20	20	20	19	19	20	20casos
Días	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
Tipo A	65	<u>55</u>	<u>55</u>	<u>53</u>	<u>47</u>	62	72	84	68	79	60	60	73	67	61 %
Tipo B	20	20	20	16	10	5	11	0	0	0	5	5	5	6	6 %
Tipo C	10	20	15	21	26	10	11	10	26	5	20	15	10	6	6 %
N	20	20	20	19	19	19	18	19	19	19	20	20	19	18	18casos

Estadísticos del tipo A para los meses de abril y mayo en conjunto

Frecuencia promedio = 74.2%
Desvío típico = 12.4%
1er decil = 55.5%
9no decil = 90.0%

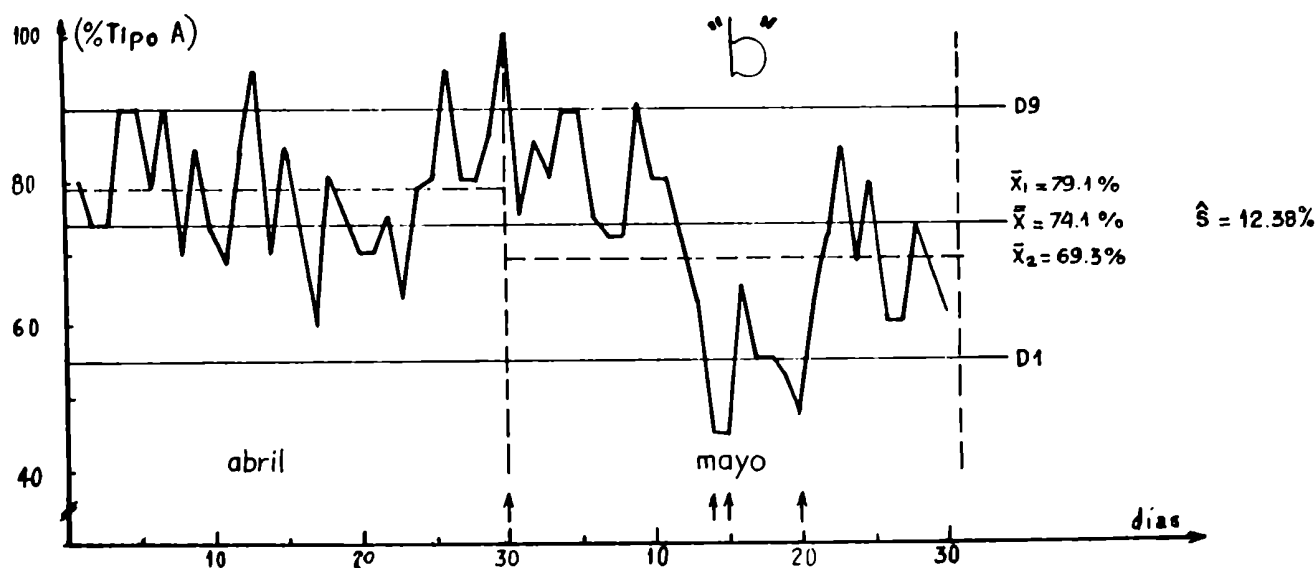
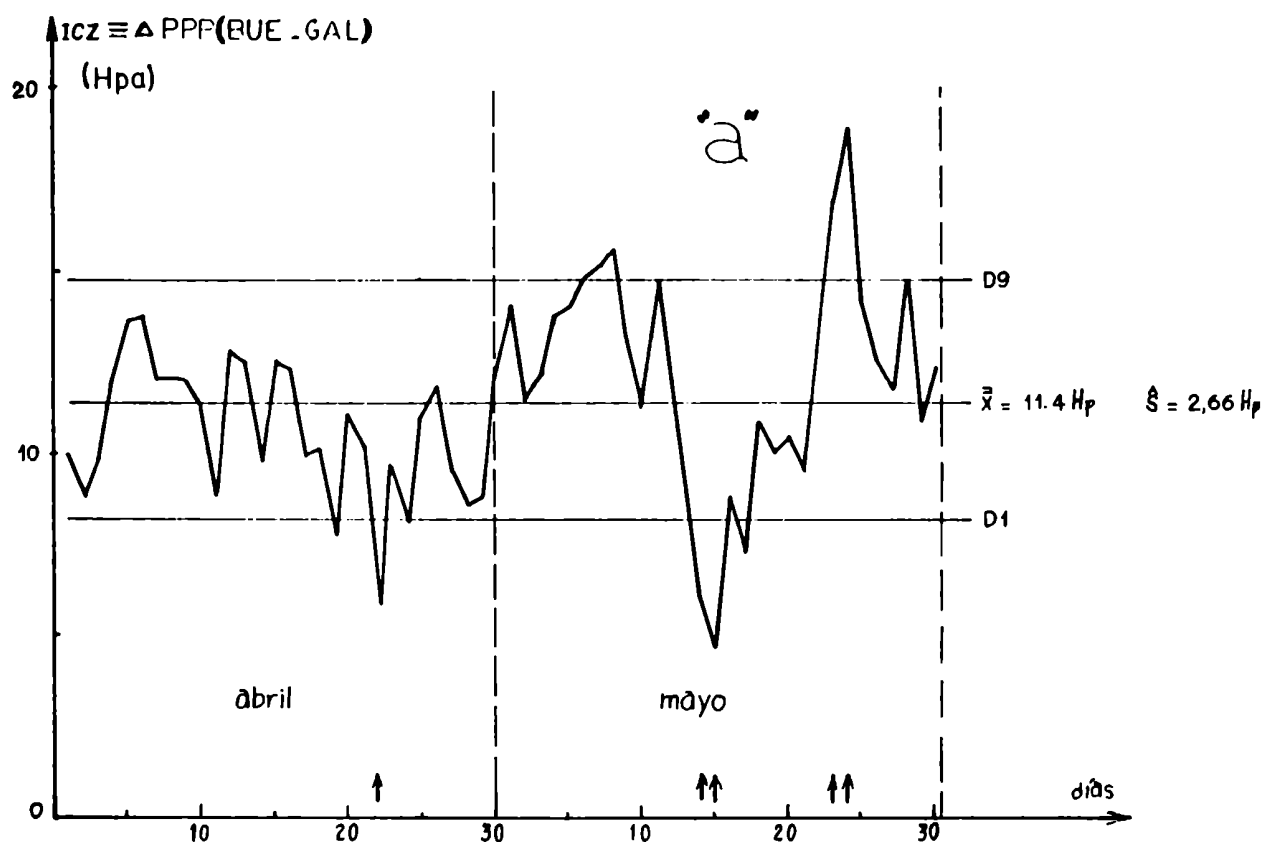


Figura 44a: (arriba) Marcha diaria de los índices de circulaciones zonales en Argentina. Se indican los estadísticos en forma semejante a la Figura 44b. Los índices se obtienen como diferencias de presiones medias diarias entre Buenos Aires y Río Gallegos.

Figura 44b: (abajo) Marcha diaria de las frecuencias relativas de ocurrencia del tipo de circulación "A" durante los meses de abril y mayo, período 1961-80. Se indican los valores promedio mensuales y del bimestre, con flechas abajo, los valores apartados en más de dos desvíos típicos, como así también los mayores que el decil 9no, e inferiores al decil 1ro del conjunto.

Estas fluctuaciones intraestacionales de la circulación otoñal son correspondidas por idéntica variación en la persistencia de la temperatura mínima en SMT, con máximo valor en momentos de predominio de flujo meridional; esto se ve en las figuras 44a y 34. Por supuesto esto hace pensar en sistemas sinópticos de cambio más lento.

En esta oportunidad el término significativo estadísticamente que se ha dado a un valor medio diario de circulación zonal, está indicando un apartamiento en $\pm 3\hat{s}$ del valor medio de los meses de abril y mayo.

El primer aumento de frecuencia del "tipo A" significativo estadísticamente se registra el 30 de abril. Precisamente alrededor de esta fecha y hacia el 6-9 de mayo persisten las condiciones de flujo zonal con temperaturas estables y/o en crecimiento en el norte de Argentina luego del sostenido enfriamiento de fines de abril, que desemboca en las primeras heladas extemporáneas de comienzos de mayo.

Como caso más representativo del calentamiento medio que existe en los primeros días de mayo se destaca el día 7, con un 18.7% de casos de predominio de flujo marcadamente meridional N-S (tipos C y G).

La próxima caída de frecuencia del tipo zonal, parte del 9 de mayo y se proyecta tras una pausa hacia los días 14 y 15, manteniéndose estable hasta el 20-21 del mismo mes, advertidos en la figura 44b, pero con aumentos en el índice de circulación zonal medio.

En el caso anunciado por el párrafo anterior, los valores medios diarios de circulación y las frecuencias de tipos sinópticos se apartan de los desvíos típicos del conjunto de sesenta días analizados, para los días 14 y 15 de mayo. Allí se observa la circulación zonal media más baja del mes con 35 y 45% de tipos que generan circulación meridional S-N.

Nuevamente, esta singularidad climática intraestacional coincide con la persistencia prolongada de las condiciones térmicas en el norte de Argentina, especialmente en la temperatura mínima con la irrupción de aire polar a bajas latitudes.

También es importante destacar que las condiciones térmicas de la mínima es altamente predecible sobre mediados de mayo, con precursores distantes al final de la caída de frecuencia del tipo zonal, y otro tanto se observa entre el 15 y 18 de abril.

Entre el 23 y 24 de mayo el flujo zonal se restablece alcanzando el máximo valor, para luego caer a comienzos de junio, justamente cuando se presenta la singularidad térmica del 28 de mayo al 4 de junio en la temperatura máxima.

Las figuras 45a,b muestran los campos de desvíos típicos de la presión atmosférica en los meses de abril-mayo respectivamente. En ellos se puede apreciar que la región subtropical dominada por los anticiclones, tienen valores relativamente estables (baja variabilidad), menores sobre la costa del Pacífico donde la anticiclogénesis es mayor.

La región austral en cambio, está dominada por una alta variabilidad de la presión atmosférica, características típicas de un régimen de circulación del oeste con cambios permanentes en la presión por las trayectorias de las depresiones móviles, Wolcken (1954), Obertello y Quinteros (1971), como así también sus sistemas frontales asociados, Rivero et al.(1973).

Si bien es cierto que los campos de variabilidad de ambos meses no muestran diferencias en la configuración, la diferencia entre variabilidad de mayo con abril, figura 45c, muestra que con excepción de una pequeña región situada en el centro de las provincias de Santa Fé y Entre Ríos, ésta aumenta considerablemente en el último mes.

Este aumento de variabilidad más manifiesto en la zona austral, se muestra asimétrico en ambas costas de Sudamérica, con mayores valores sobre el centro de Chile a la altura de Puerto Montt. Este comportamiento sería una manifestación del corrimiento rápido del anticiclón del Pacífico hacia el norte en la costa de Chile, Minetti et al.(1982), que ocurre durante el mes de mayo. Por supuesto éste fenómeno provoca un creciente aumento del régimen de circulación del oeste sobre el sur del anticiclón, generando así una mayor variabilidad.

La figura 46 muestra la marcha temporal diaria de la variabilidad de la presión atmosférica en las localidades de SMT y Río Gallegos. Se observa en ella que las curvas no están en fase, de tal manera que en los días 30 de abril y 22 de mayo, posterior a las grandes irrupciones de aire frío estacional de fin de abril y mediados de mayo, la variabilidad en la presión es mayor en el cuasi-trópico que en la zona austral.

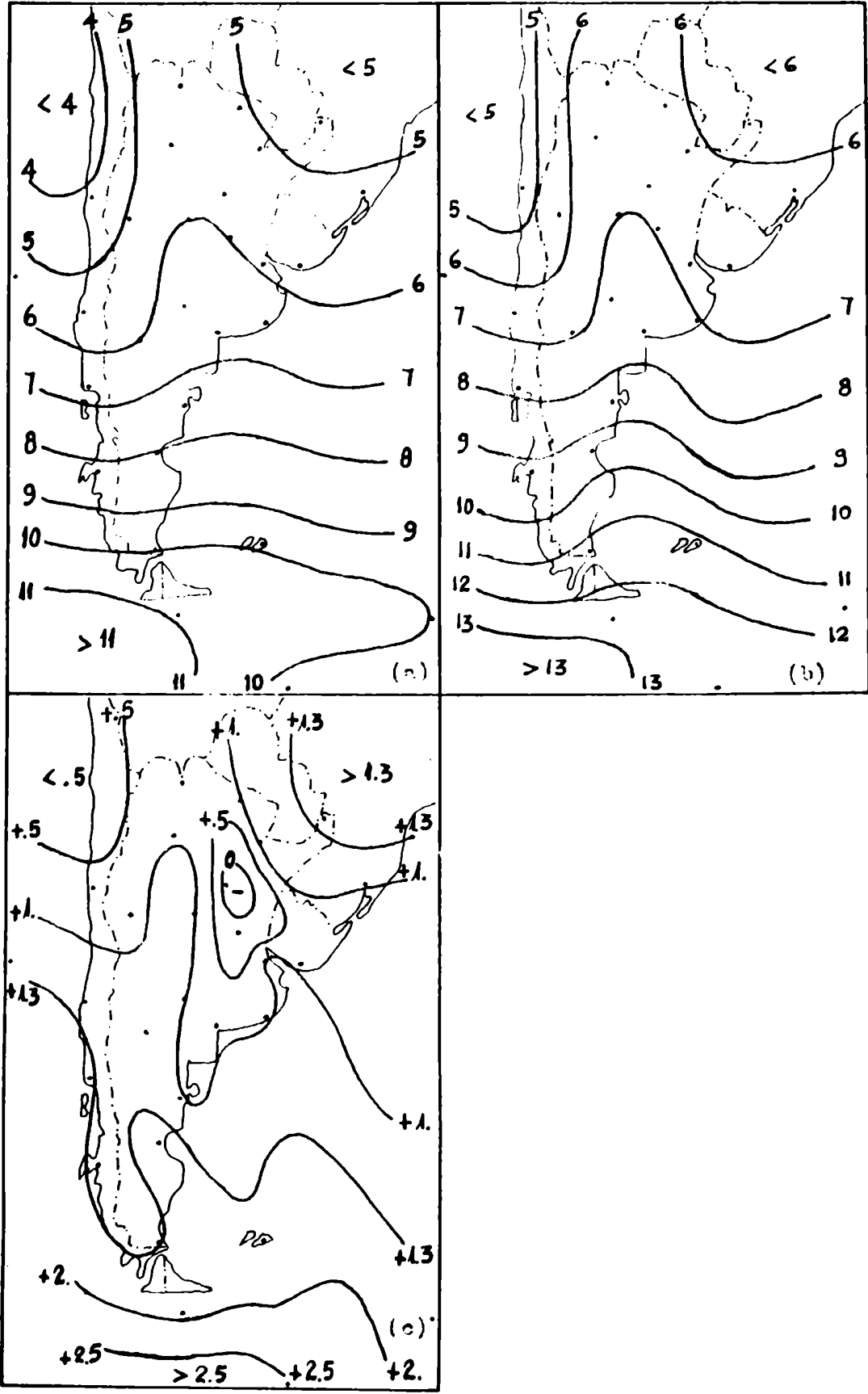


Figura 45: (a) Campo de desvíos típicos de la presión en el mes de abril; (b) en el mes de mayo y (c) diferencia de mayo menos abril.

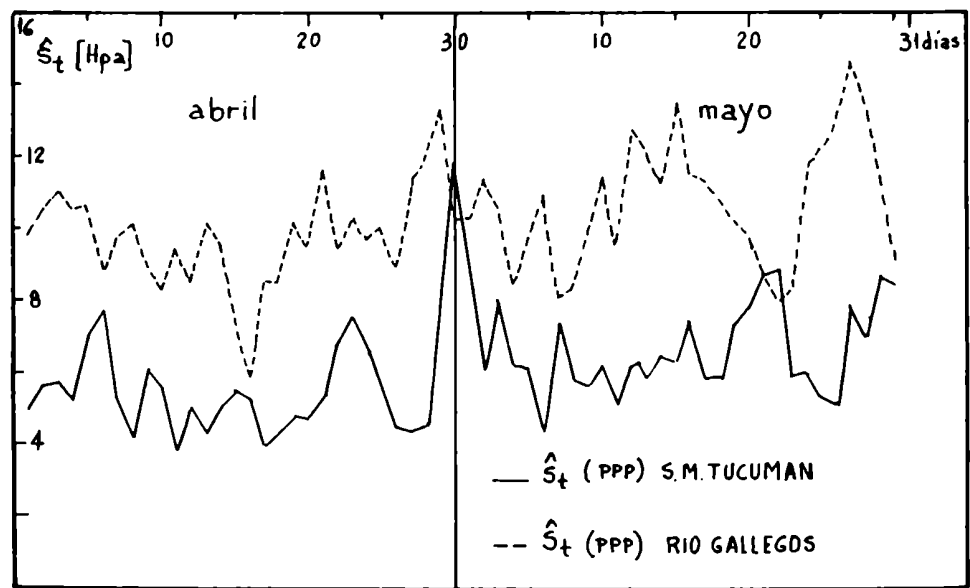


Figura 46: Marcha diaria del desvío típico de la presión atmosférica en dos localidades de la República Argentina. Período 1961-80.

13. CONCLUSIONES

Este trabajo climático producto del análisis y procesamiento de alrededor de 110.000 datos rigurosamente controlados, arriba a las siguientes conclusiones:

a. Del control de calidad de la información térmica extrema diaria de San Miguel de Tucumán para el período 1889-1987, se desprende que las series de superficie están afectadas supuestamente por el problema del crecimiento urbano-industrial sobre la estación meteorológica. Este problema introduce una señal de baja frecuencia con crecimiento lineal en el tiempo, que debe tenerse en cuenta en los estudios climáticos, especialmente en la temperatura mínima.

La temperatura máxima también está afectada, sin embargo el efecto antrópico se vería enmascarado por fluctuaciones en baja frecuencia no lineal con el tiempo, como aquellas representadas por los saltos climáticos.

Se ha verificado en el caso estudiado, que las perturbaciones supuestamente antrópicas introducidas en las series, no son suficientemente importantes como para afectar los análisis diarios detallados más adelante.

b. La marcha anual de la temperatura máxima y mínima diaria posee irregularidades intraestacionales, cinco en la máxima y seis en la mínima, todas ellas con significación estadística. También se observaron otras irregularidades de importancia climatológica sin que tengan significación estadística.

Estas irregularidades o singularidades, no logran ser descritas por unos pocos armónicos de Fourier e introducen una componente climática en las series de "perturbaciones naturales" cuando se filtra la onda anual obtenida por armónicos.

Desde este punto de vista, resulta más realista el filtro de la onda anual con la información de los valores medios diarios, en lugar de la representación por armónicos, aunque ésto no puede probarse con los métodos de autocorrelación y espectro de potencia debido aparentemente a la poca sensibilidad que los mismos tienen para marcar las diferencias.

c. Se ha determinado que la persistencia es mayor en la temperatura mínima que en la máxima, y además que ambas pueden ser mode-

ladas por una expresión autorregresiva (AR_n).

No menos importante es la existencia de una marcha anual de la persistencia con máximo en el período otoño-invernal, que introduce una falta de realismo en el modelado AR, con sobre o subestimación de la dependencia.

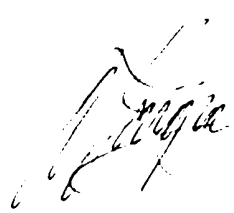
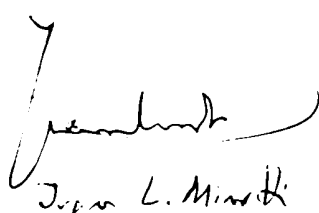
También se destacan como importantes la marcada marcha intra-estacional que tiene la persistencia con verdaderas singularidades, no necesariamente vinculadas con aquellas de la marcha intrestacional de la variable. Como caso típico se ha descrito la importante persistencia que existe a mediados de mayo, tan grande, que la anomalía de un día alcanza a describir la anomalía del valor mensual.

d. Se ha comprobado que las anomalías de temperatura poseen además de la persistencia otras asociaciones distantes, denominadas en este estudio como memorias distantes y precursores. Estas relaciones distantes pueden afectar a días o grupos de días con buen nivel de significación estadística en la correlación.

Los resultados presentados son una interesante introducción al problema del pronóstico estacional, que no sólo interesa a la agricultura, sino también a otros problemas como los energéticos, el del turismo, etc..

e. Se ha verificado que la ocurrencia o no de determinadas condiciones de borde que actúan como forzantes de la atmósfera, como los del fenómeno de El Niño o El Viejo, dejan sus huellas en la traza intrestacional donde surgen los precursores como partes más visibles de toda una estructura térmica alrededor de períodos determinados.

f. Por último se mostró que las singularidades climáticas intraestacionales no son más que un comportamiento altamente recurrente de ciertos tipos de circulación regional.

Juan L. Minetti

14. LITERATURA CITADA

1. Aso, P.J. y F.A. Fogliata. 1963. El aspecto económico de la fertilización nitrogenada en caña de azúcar. Rev. Agron. del NOA (1), pp. 43-56. UNT. San Miguel de Tucumán.
2. Barry, R.G. and A.H. Perry. 1973. Synoptic Climatology. Methods and Applications Horper & Row Publishers, Inc.
3. Bartells, J. 1948. Anschauliches uber den Statistischen Hintergrund der Sogenannten Singularitat in Jaheresgang der Witterung. Ann. Met. 1, 106-127.
4. Beaumont, R.T. 1957. A Criterion for Selection of Length of Record for a Moving Arithmetic Mean for Hydrologic Data. Trans. Amer. Geophys. Union. 38-198.
5. Baur, F. 1948. Zur Frage der Echtheit der sogenannten sigulativitat im Jahresgang der Witterung. Ann. Met. 1, 372-78.
6. Baur, F. 1956. Physikalisch-statistische Regeln als Grundlagen fur Wetterund Witterungsvorhersagen I Akad Verlag; Frankfurt Main.
7. Baur, F. 1958. Physikalisch-statistische Regeln als Grundlagen fur Wetterund Witterungsvorhersagen II Akad. Verlag, Frankfurt. Main.
8. Bayley, G.V. and J.M. Hammersley. 1946. The Effective Number of Independent Observations in Autocorrelated Time Series. J. Roy. Statist. Soc. Suppl. 8(2), 184-197.
9. Bjerknes, J. 1969. Atmospheric Teleconnections from the Equatorial Pacific. Mon. Wea. Rev. 97, 163-72.
10. Blackman, R.B. and J.W. Tukey. 1958. The Measurement of Power Spectra. Dover Publications, 190 pp. New York.
11. Borisova, L.G. and L.M. Rudiceva. 1968. The Use of Special Features of Natural Synoptic Seasons in Making Monthly Weather Forecasts. Trudy, 12, 12-18. Leningrad (Gidromet. Nouc-Issled. Cent. SSSR).
12. Brooks, C.E.P. 1954. The English Climate. London: English Universities Press. ch. 9.
13. Brooks, C.E.P. and N. Carruthers. 1953. Handbook of Statistical Methods in Meteorology. London: Her Majesty's Stationary Office.
14. Burgos, J.J. 1963. Las heladas en la Argentina. INTA. Colección Científica. Vol. III. Editora Coni. Buenos Aires.
15. Caimi, E.A. 1977. La energía radiante en la atmósfera. EUDEBA. Buenos Aires.

16. Cayan, D.R. and A.V. Douglas. 1984. Urban Influences on Surface Temperatures in the Southwestern United States During Recent Decades. *J. Climat. App. Met.*, Vol. 23, Nro. 11, 1520-30.
17. Conrad, V. y L.W. Pollak. 1950. *Methods in Climatology*. Harvard University Press. Cambridge. Massachusetts.
18. Chervin, R.M. 1986. Interannual Variability and Seasonal Climate Predictability. *J. Atmos. Sci.*, 43, 233-251.
19. Fogliata, F.A. 1966. Deterioro por heladas en algunas variedades de caña de azúcar. *RIAT* 44(2-3): 35-64. EEAT. S.M. Tucumán.
20. Fogliata, F.A., C.A. Gargiulo y P.C. Mendoza. 1977. Acción de las heladas en la calidad de la caña de azúcar. Efectos en Tucumán en los últimos diez años. *MISCELANEA* Nro. 61. EEAT. S. M. Tucumán..
21. Frank, N.M.C. de 1983. *Manual de estadística aplicada*. Tomo II. Ed. Hemisferio Sur S.A.
22. Fuenzalida, H. 1989. Variaciones climáticas de largo plazo y forzantes externos. Curso de variabilidad climática y su impacto ambiental. 30 de Octubre-10 de Noviembre. Depto. de Meteorología. FCEN-UBA-ICTP. Buenos Aires.
23. Fultz, D., R.R. Long, G.V. Owens, W. Boham, R. Kaylar and J. Weil. 1959. *Studies of Thermal Atmospheric Motions*. Meteor. Monographs. Vol. 4, Nro 21, 104 pp.
24. Grandoso, H.N. y J. Nuñez. 1955. Análisis de una situación de bloqueo en la parte austral de América del Sur. *Meteoros*. Nros 1-2, 35-54. SMN. Buenos Aires.
25. Hald, A. 1952. *Statistical Table and Formula*. Wiley. 97 pp. New York.
26. Hay, R.F.M. 1967. The Association Between Autumn and Winter Circulations near Britain. *Met. Mag.* 96, 167-78.
27. Hoel, P.G. 1978. *Introduction to Mathematical Statistics*. John Wiley & Sons, Inc.. New York.
28. Hunt, B.G. 1988. Non Linear Influences. A Key to Short-Term Climate Perturbations. *J. Atmos. Sci.* 45, pp. 387-395.
29. Hoffmann, J.A.J. 1970. Características de las series de precipitaciones de la República Argentina. *Meteorológica*. Vol. I, Nro 3. 166-90. CAM. Buenos Aires.
30. Iwashima, T. and Yamamoto. 1986. Time-Space Spectral General Circulation model. I. Time-Space Spectral Model of Low Order Barotropic System with Periodic Forcing. *J. Met., Soc. o Japan*. Vol. 64, Nro. 2, 183-96.
31. Jones, R.H. 1975. Estimating the Variance of Time Averages. *J. Appl. Meteor* 14, 159-163.

32. Kalnay, E. 1989. Dinamical Predictability and Extended Range Forecasting. Curso de variabilidad climática y su impacto ambiental. Depto de Meteorología. FCEN. UBA. ICTP. 30 Octubre - 10 Noviembre. Buenos Aires.
33. Kalnicky, R. 1974. Climatic Change Since 1950. Ann. Ass. Am. Geo. Vol 64, Nro. 1.
34. Karl, T.R., G. Kukla and J. Gavin. 1984. Decreasing Diurnal Temperature Range in the United States and Canadá from 1941 through 1980. J. Climate Appl. Meteor. Vol. 23, Nro. 11, 1489-1504.
35. Koppen, W. 1948. Climatología. Fondo de Cultura Económica. Buenos Aires.
36. Kutzbach, J.E. 1970. Large Scale Features of Monthly Mean Northern Hemisphere Anomaly Maps of Sea-Level Pressure. Mon. Wea. Rev., 98, 108-16.
37. Lamb, H.H. 1972. Climate: Present, Past and Future. Methuen & Co. Ltd. London.
38. Lamb, H.H. 1973. Climatic Change and Foresight in Agriculture: The Possibilities of Long-Term Weather Advice. Aut Look on Agriculture. Vol. 7 Nro. 5. pp.203-210.
39. Leith, C.E. 1973. The Standard Error of Time-Average Estimates of Climatic Means. J. Appl. Met. Vol. 12. 1066-69.
40. Leith, C.E. 1978. Predictability of Climate. Nature 276. Nro. 5686, 352-55.
41. Lorenz, E.N. 1968. Climatic Determinism. Meteor. Monogr., 8, Nro. 30, 1-3. MIT.
42. Lorenz, E.N. 1975. Climatic Predictability, GARP Publications series, Nro. 16, 132-36.
43. Lorenz, E.N. 1976. Nondeterministic Theories of Climatic Changes. Quater. Res., 6, 495-506.
44. Lund, I.A. 1969. Map. Classification by Statiscal Methods. J. Appl. Meteorol. 2, 56-65.
45. Mariotti, J.A., C. Levi, J. Scandaliaris, P.C. Mendoza y C.G. Arevalo. 1977. El Mejoramiento genético de la caña de azúcar. Boletín Nro. 125, pp. 1-13. EEAT. S.M. Tucumán.
46. Madden, R.A. 1976. Estimates of the Natural Variability of Time-Averaged Sea Level-Pressure. Mon. Wea. Rev. 104, 942-52.
47. Miller, I. and J. Freund. 1973. Probability and Statiscal for Ingeniering. Edit. Reverte Mexicana S.A.
48. Minetti, J.L. y F.A. Fogliata. 1975. Balance hídrico en el área cañera de Tucumán y uso del tanque de evaporación para el control del riego. RIAT. Tomo 52. Nro. 2, pp. 25-59. EEAT. S.M. de Tucumán.

49. Minetti, J.L. y R.A. Neder. 1979. Tendencias actuales de la temperatura en Tucumán y su impacto en la caña de azúcar. RIAT. Tomo 56, Nro. 1. pp. 183-112. EEAO. S. M. de Tucumán.
50. Minetti, J.L. 1981 a-b. ¿Qué está ocurriendo con el clima?. I y II partes. Avance Agroindustrial. Año 1, Nro.4, 13-15 y Año 2, Nro. 5, 16-18. EEAO. S.M. de Tucumán.
51. Minetti, J.L., S.M. Radicella, M.I.M. de García y J.C. Sal Paz. 1982. La actividad anticiclónica y las precipitaciones en Chile y zona cordillerana central andina. Rev. Geofísica, Nro. 16, 145-57. IPGH-OEA-México.
52. Minetti, J.L., R.A. Neder, J.A. Mariotti y C.A. Gargiulo. 1982a. Respuesta de la caña de azúcar a las condiciones del clima en Tucumán. Miscelánea Nro. 72, 1-44. EEAO. S. M. de Tucumán.
53. Minetti, J.L., C.A. Gargiulo y J.C. Sal Paz. 1982b. Impacto del clima sobre la producción de la caña de azúcar en Tucumán. Miscelánea Nro. 72, 45-93. EEAO. S. M. de Tucumán.
54. Minetti, J.L. y L.C. Suárez. 1982. Vinculaciones térmicas otoño-invernales en Tucumán. RIAT 59, Nro. 1-2, 25-40. EEAO. S. M. de Tucumán.
55. Minetti, J.L. y W.M. Vargas. 1983 . El enfriamiento de la década de 1950 en la R.A. Meteorológica. Vol. 14, 175-88. CAM. Buenos Aires.
56. Minetti, J.L. y W.M. Vargas. 1983b. Fluctuaciones de la temperatura media en Sudamérica y Hemisferio Sur en el período 1941-60. Meteorológica, Vol. 14, 225-35. CAM. Buenos Aires.
57. Minetti, J.L. y E.M. Sierra. 1984. La expansión de la frontera agrícola en Tucumán y el diagnóstico climático. RIAT 61, Nro. 2, 109-26. EEAO. S. M. de Tucumán.
58. Minetti., J.L. , E.M. Sierra y J.A. Mariotti. 1985. Dos estadios térmicos diferenciados para la maduración y crecimiento de la caña de azúcar en el NOA. RIAT 1, 1-11. EEOAC. S.M. de Tucumán.
59. Minetti, J.L. y E.M. Sierra. 1985. Estudio de situaciones sinópticas ocurridas durante el invierno de 1984, que provocaron accidentes en la línea de transmisión (sur) de 500 KW, Alicurá-Chocón. Informe Técnico s/Nro. , 81 pags. CIRSAS-CONICET. San Juan.
60. Minetti, J.L., P.M. Barbieri, M.C. Carletto, A.G. Poblete y E.M. Sierra. 1986. El régimen de precipitaciones de la Provincia de San Juan y su entorno. Informe Técnico Nro. 8, 200 pags. CIRSAS-CONICET. San Juan.
61. Minetti, J.L., E.M. Sierra y A.G. Poblete. 1987. Las fluctuaciones de la circulación regional sudamericana. Anales de II Congreso Interamericano de Meteorología, 12--3-1/12-3-6. CAM. Buenos Aires.

62. Minetti, J.L. 1989. Continentality Indices. Methodological Revision and Proposition. ERDKUNDE, Band 43, 51-58. Alemania Federal.
63. Minetti, J.L., and E.M. Sierra. 1989. The Influence Of General Circulation Patterns on Humid and Dry Years in the Cuyo Andean Region of Argentina. Int. J. Climatology, 9, 1, 55-68. Inglaterra.
64. Minetti, J.L. y W.M. Vargas. 1989. Interaction Processes Between the Seasonal Wave and the Disturbances in Temperature Series. Third International Conference on the Southern Hemisphere Meteorology & Oceanography. Nov., 13-17. Buenos Aires.
65. Minetti, J.L. y A.G. Poblete. 1989. El salto climático de la década de 1950 en Tucumán. Análisis de diagnóstico y consecuencias. RIAT. Tomo 66, Nro. 1. pp 119-136. EEAOC. S. M. de Tucumán.
66. Mitchell, J.M.J.. 1953. On the causes of the Instrumentally Observed Secular Temperature Trends. J. Meteorol, 10, 244-61.
67. Mitchell, J.M.J.. 1956. Link Warmer Climate to City Growth. Heating, Piping air conditioning, 28 pp, 92-95 and 118-120.
68. Namias, J. 1950. The Index Cycle and its Role in the General Circulation, J. Meteorol., 7, Nro. 2, 130-39.
69. Namias, J. 1952. The Annual Course of Month-to-Month Persistence in Climatic Anomalies. Bull. Amer. Met. Soc., 33(7), 279-85. Lancaster, Pa.
70. Namias, J. 1954. Further Aspects of Month-to-Month Persistence in the Mid-Troposphere. Bull. Amer. Met. Soc., 35(3), 112-17. Lancaster, Pa.
71. Namias, J. 1963. Surface-Atmosphere Interactions as Fundamental Causes of Drought and Other Climatic Fluctuations. pp.345-59 in Changes of Climate. Proc. Rome. WMO. UNESCO. Symposium. Paris.
72. Necco, G.V. 1984. El estudio del clima sobre la base de las estadísticas. Método de análisis de series climáticas. Curso Internacional de Post Grado en Climatología. FCEN. Depto. de Meteorología. UBA.
73. Obertello, I.L. y C.Y. Quinteros de Menzies. 1971. Ciclogénesis, movimiento y distribución de depresiones en los océanos Atlántico y Pacífico Sur durante el período diciembre de 1968 a noviembre de 1969. Proyecto A.S.P.A.S. Tomo I. SHN. Buenos Aires.
74. Paegle, J, and W.E. Baker. 1983. The Influence of the Tropics on the Prediction of Ultralong Waves. Part II: Latent Heating. Non. Wea. Rev. 111, 1350-371.

75. Paegle, J. 1989. General Circulation Model Responses to Heating Anomalies in the Vicinity of South America. Third International Conference on the Southern Hemisphere, Meteorology & Oceanography, 13-17 Nov. Buenos Aires.
76. Panofsky, H.A. and G.W. Brier. 1968. Some Applications Statics to Meteorology. University Park, Pensilvania.
77. Prohaska, F. 1976. The Climate of Argentina, Paraguay and Uruguay. World Survey of Climatology. Vol. 12, 13-112. Elsevier Scientific Publishing Company. Amsterdam.
78. Quinn, W.H., D.O. Sopf, K.S. Short and R.T. Kuo Yang. 1978. Historical Trads and Statistics of the Southern Oscillations El Niño and Indonesian Droughts. Fishery Bulletin, 76, Nro. 3.
79. Rasmusson, E.M. and T.H. Carpenter. 1982. Variations in Tropical Sea Surface Temperature Wind Fields Associated with the Southern Oscillation/El Niño. Mon. Wea. Rev. 111, 517-528.
80. Ratcliffe, R.A.S. and R. Murray. 1970. New Laf-Associations Between North Atlantic Sea Temperatures and European Pressure Applied to Long-Range Weather Forecasting. Quart. J.R. Met. Soc. 96, 226-46.
81. Rex, D.F. 1950. Blocking Action in the Middle Troposphere and its Efects Uppon Regional Climate. Tellus, 2, Nro.3.
82. Riehl, H. 1965. Meteorología Tropical. Ao Livro Tecnico S.A. Río de Janeiro.
83. Riveros, O.R., N.O. García y M.L. Duarte de Lloret. 1973. Densidad de pasaje de frentes en océanos australes durante el período diciembre 1967 a noviembre de 1969. Proyecto A.S.P.A.S. SHN. Buenos Aires.
84. Roig, F.R., R. Villalba y A. Ripalta. 1987. Factores climáticos en el crecimiento de Discaria Trinervis en los Andes Centrales de la Argentina. En Prensa. IANIGLA-CRICYT, Mendoza
85. Ropelewski, C.F. and S. Halpert. 1987. Global and Regional Scale Precipitation Patterns Associated with the El Niño/Southern Oscillation. Mon. Wea. Rev. 115, 1606-26.
86. Rutlant, J. 1989. Variabilidad Intraestacional e Interanual en Regiones Extratropicales. Curso de variabilidad climática y su impacto ambiental. 30-Oct-10 Nov. Depto. de Meteorología. UBA/ICTP.
87. Sabin, T.E. and M.D. Schulman. 1985. A Statistical Evaluation of the Efficiency of the Climatic Normal as a Predictor. J. Climatology, 5, 63-77.
88. Scandaliaris, J. y J.A. Mariotti. 1978. Variedad de caña de azúcar para la provincia de Tucumán. Boletín Nro. 130, pp. 1-15. EEAT. S. M. de Tucumán.

89. Schmauss, A. 1932. Der Linn der singularitatenforschung. Zangew. Met. 49, 97-107.
90. Schwerdtfeger, W. 1951. Bases para el pronóstico a medio plazo de las condiciones de temperatura en el otoño de Buenos Aires. Meteoros. Año I, Nro. 1, 33-45. Buenos Aires.
91. Schwerdtfeger, W. 1952. El Problema de la Previsión del tiempo. Ed. Librería del Colegio. Buenos Aires.
92. Seller, W. 1965. Physical Climatology. The University of Chicago Press.
93. Servicio Meteorológico Nacional. 1944. Estadísticas climatológicas 1928-37. Serie B, Nro. 1, Buenos Aires.
94. Servicio Meteorológico Nacional. 1958. Estadísticas Climatológicas 1901-50, Serie Bl, Nro. 1. Buenos Aires.
95. Servicio Meteorológico Nacional. 1986. Estadísticas Meteorológicas 1971-80, Nro. 36. Buenos Aires.
96. Smagorinsky, J. 1975. The Problmem of Climate and Climate Variations. Conferencia sobre el clima para América Latina y el Caribe. OMM. 28 NOV-3DIC. Colombia.
97. Spiegel, M.R. 1969. Estadística. McGraw Hill. N. York.
98. Strauss, D.M. 1983. On the Role of the Seasonal Cycle. J. Atmosph. Sci. 40, 303-13.
99. Trenberth, K.E. 1984. Some Effects of Finite Sampple Size and Persistence on Meteorological Statistics. Part I: Autocorrelations. Mon. Wea. Rev. , 112, 2359-68.
100. Trenberth, K.E. 1984b. Some Effects of Finite Sample Size and Persistence on Meteorological Statistics. Part II: Potential Predictability. Mon. Wea. Rev. 112, 2369-79.
101. Universidad Nacional de Tucumán (UNT). 1936. Cincuenta y dos años de observaciones Pluviométricas y termométricas en la ciudad de Tucumán (1884-1935). Ed. Coni. Buenos Aires.
102. Uriel, E. 1985. Análisis de series temporales. Modelo ARIMA. Colección Abaco. Paraninfo. Madrid.
103. U.S. Weather Bureau. 1965. Climatic Relationship Between Temperatures of Adjacent Month in the United States. Washington (Unpublished Memorandum).
104. Vargas, W.M. and J.L. Minetti. 1989. Climatic Jump in Zonal Regional Circulation. Third International Conference on Southern Hemisphere. Meteorology & Oceanography. p. 134. 13-17 de noviembre. AMS. Buenos Aires.
105. Wahal, E.W. 1968. A Comparison of the Climate of the Eastern United States During the 1830's with the Current Normals. Mon. Wea. Rev., 96, Nro. 2, 73-82.
106. Walker, Sir G.T. 1946. On Periods and Symetry Points in Pressure as Aids for Forecasting. Quart. J.R. Met. Soc. London 72, 265 p.

107. Webster, P.J. y J.L. Keler. 1975. Atmospheric Variations; Vacillations and Index Cycles. J. Atmos. Sci., 32, 1238-300.
108. Whysall, K.D.B., N.S. Cooper and G.R. Bigg. 1987. Long. Term Changes in the Tropical Pacific Surface Wind Field. Nature. 327, 216-19.
109. Wright, P.B. 1989. Homogeneized long-Period Southern Oscillation Indices. Int. Jour. Climatology, Vol. 9, Nro. 1, pp. 33-54. Inglaterra.
110. Wolcken, K. 1954. Algunos aspectos sinópticos de la lluvia en la Argentina. Meteoros, Año IV, Nro. 4, 327-66. Buenos Aires.
111. World Meteorological Organization (WMO). 1966. Climatic Change. Technical Note Nro. 79. Geneve.
112. Yamamoto, R., T. Iwashima, S.N. Kadi and M. Hoshiai. 1985. Climatic Jump: A Hypothesis in Climate Diagnostic. J. Met. Soc. of Japon. 63, Nro. 6, 1157-60.
113. Yamamoto, R., T. Iwashima and N.K. Sanga. 1986. An Analysis of Climatic Jump. J. Met. Soc. of Japon. 64, Nro. 2, 273-81.
114. Yamamoto, R., T. Iwashima, N.K. Sanga and M. Hoshiai. 1987. Detection of the Climatic Jumps. XIX IUGG. General Assembly. 1-9. Vancouver. Canada.
115. Yamamoto, R., T. Iwashima and M. Hoshiai 1987-b. Climatic Jump in the polar region. Proc. NIPR SYmp. Polar. Met. Soc. 1, 91-102.
116. Yamamoto, R. 1987. Climatic Jumps. Evidence and Possibility. Workshop on Climatic Change and Water Resources. Beijing. China.
117. Yevjevich, V. 1972a. Stochastic Processes in Hydrology Water Resources Publications. For Collins. Colorado.
118. Yevjevich, V. 1972b. Probability and Statistics in Hydrology Water Resources Publications. Forth Collins. Colorado.